Danmarks Statistik
6. kontor

10. februar 1980
EV/ev

Bruttofaktorindkomstdeflatoren for perioden 1948-79 efter nyt nationalregnskab baseret på variable i ADAMs databank.

1. Oversigt

I Statistiske Efterretninger 1978, nr. A 20 og 1979, nr. A 22 er Danmarks Statistiks nye nationalregnskabsstatistik for Danmark omfattende perioden 1966-78 offentliggjort, idet dog årene efter 1974 indtil videre har en foreløbig karakter.

Noget afstemt nationalregnskab for årene før 1966 opstillet efter samme principper og definitioner som det ovenfor anførte forefindes endnu ikke, men sideløbende med udarbejdelsen af nationalregnskabsserier for 1966 og fremefter arbejdes der med opstilling af nationalregnskabsserier for 1947-65, der er konsistente med de nye nationalregnskabstal for 1966 og frem. Officielle beregninger fra nationalregnskabsafdelingen af bruttofaktorindkomstdeflatoren kan derfor indtil videre kun stilles til rådighed for perioden efter 1966, jf. tabel 2, side 6 .

Som et internt hjælpemiddel for modelgruppen i Danmarks Statistik er imidlertid af denne etableret en række nationalregnskabsserier dækkende perioden 1948-79 til brug ved modelestimationsarbejde. Værdierne for årene efter 1965 er i princippet sammenfaldende med de i efterretningsartiklerne (og senere offentliggørelser, jf. Konjunkturoversigt 1979 nr. 4) anførte. Tilbageføringen af tallene før 1966 er foretaget ved hjælp af det tidligere offentliggjorte nationalregnskab (Statistiske Undersøgelser nr. 7 og senere offentliggørelser) og variable i ADAMs databank etableret i tilknytning hertil. Det skal således påpeges, at der ikke er tale om noget egentligt afstemt nationalregnskab for årene før 1966 efter det nye nationalregnskabs principper.

I ADAMs databank på nyt nationalregnskabsgrundlag (kaldet ADAMBK) findes serier for både bruttonationalproduktet i markedspriser, kaldet Y, indirekte skatter og told minus subsidier, Si, og bruttofaktorindkomsten, Yf. De omtalte størrelser er alle i årets priser. Der findes tillige værdier for bruttonationalpro-

duktet i 1970-priser, kaldet fY. Derimod anvendes bruttofaktorindkomsten i 1970-priser (kunne kaldes fYf) ikke som variabel i modellen ADAM, september 1979-version, og nogen serie herfor er derfor ikke beregnet før 1966.

Nedenfor er der imidlertid i afsnit 2 beregnet et udtryk for bruttofaktorindkomsten i 1970-priser for årene før 1966 med udgangspunkt i oplysninger fra ADAMBK. Beregningerne er sket på det aggregeringsniveau, hvorpå modellens afgiftssystem er opbygget. En fuldstændig overensstemmelse med de beregningsresultater det offentliggjorte nationalregnskab viser for bruttofaktorindkomstdeflatoren, kan - for de år, hvor sammenligning er mulig - ikke forventes p.gr.a. ADAMs langt mere aggregerede struktur.

Resultaterne af beregningerne er anført i afsnit 3. Begrænses sammenligningen med nationalregnskabets beregninger til alene 1966-70 synes der at være en pæn overensstemmelse mellem den med udgangspunkt i modellens variable beregnede serie for bruttofaktorindkomsten i 1970-priser og nationalregnskabets. Dette taler for at benytte samme metode ved beregning af bruttofaktorindkomsten i 1970-priser for perioden før 1966.

De beregnede afgiftsserier m.v. ud fra ADAMBK er anført i tabel 3-7. I tabel 7 vises for årene 1948-79 den på ADAMs variable alene baserede bruttofaktorindkomstdeflator og i tabel 8, s. 7, en sammenhængende serie, hvor årene efter 1966 er hentet i det offentliggjorte nationalregnskab, jf. tabel 2. I bilag 1 og 2 vises en kopi af det benyttede EDB-program.

2. Beregning af indirekte skatter i 1970-priser

For at kunne opstille en serie for bruttofaktorindkomsten i 1970-priser er det med udgangspunkt i ADAMs databank nødvendigt at skaffe sig kendskab til en serie for indirekte skatter og told minus subsidier i 1970-priser. Indirekte skatter m.v. i 1970-priser beregnes i nationalregnskabet i princippet ved at tage udgangspunkt i strukturen i 1970 for punktafgiftssatser, momssats og toldsatser m.v. Denne struktur fastholdes for alle øvrige år, og med kendskab til efterspørgsels- og produktionssammensætningen beregnes dernæst et udtryk for, hvor store afgifter, subsidier og toldprovenu der ville fremkomme, såfremt strukturen fra 1970 havde været gældende i alle foregående og efterfølgende år med den efterspørgsels- og produktionssammensætning, der

er observeret i disse. Et sådant beregnet udtryk for de indirekte skatter skal nedenfor forsøges opstillet ved at anvende den aggregering af efterspørgsel og produktion, der benyttes i ADAM, september 1979 versionen, jf. en beskrivelse i notatet ADAM, september 1979 - en oversigt, dateret oktober 1979.

2.a. Beregningsforudsætninger.

I ADAM er der i alt 11 efterspørgselskomponenter for det private forbrug, 2 investeringskomponenter samt en komponent for offentligt varekøb til hvilke der er henført afgifter og subsidier (punktafgifter, generelle afgifter (oms,moms) og registreringsafgifter på køretøjer). Der er desuden henført indirekte skatter og subsidier til 5 af modellens 6 produktionssektorer, hvis input er afgiftsbelagt. Af det samlede afgiftsprovenu er der udskilt to komponenter (kaldet Siq og Sipea), der ikke er henført til bestemte efterspørgselskategorier eller produktionssektorer. Siq omfatter bl.a. vægtafgifter på erhvervskøretøjer og ejendomsskatter på erhvervsbygninger mens Sipea næsten udelukkende består af subsidier i medfør af EFs landbrugsordninger. Tolden, kaldet Sim, er fordelt på 8 af modellens importkomponenter. En oversigt over afgiftsprovenuerne henført til de enkelte komponenter er vist nedenfor i tabel 1 nedenfor.

Med udgangspunkt i disse provenuer kan der dernæst beregnes afgiftssatser for prisbasisåret 1970. Adderes således for hver komponent provenuet af punktafgifter, generelle afgifter og registreringsafgifter, og sættes summen i forhold til værdien af efterspørgselskomponenten henholdsvis produktionsværdien og importen, fremkommer en (punkt)afgiftssats for dette år, og med denne kan provenuet i 1970-priser beregnes for komponenten for de øvrige år. Det samlede afgiftsprovenu i 1970-priser fra de komponentfordelte punktafgifter, generelle afgifter og registreringsafgifter kan følgelig beregnes som vist nedenfor; for privatforbrug, hvis komponenter alene tillægges punktafgifter og generelle afgifter fås fx [1]:

$$(1) \quad Sipgc70(t) = \sum_x tspg70\langle x\rangle fC\langle x\rangle(t) = \sum_x \frac{Sip\langle x\rangle(1970)+Sig\langle x\rangle(1970)}{fC\langle x\rangle(1970)} * fC\langle x\rangle(t)$$

for x = f,n,i,e,g,v,r,h,k,s

1) Jf. beregningerne i bilag 1. Et ganske tilsvarende resultat ville fås ved at anvende modellens afgiftssystem ved direkte at indsætte 1970-værdierne af de i modellen benyttede afgiftssatser, jf. bilag 2.

Tabel 1. Afgiftsprovenuer m.v. i ADAM

		Punktafg.	Generel. afg.	Reg. afg.	Told	Øvrige
Privat forbrug af fødevarer		Sipf	Sigf	.	.	.
- - - nydelsesmidler		Sipn	Sign	.	.	.
- - - øvr. ikkevar.var.		Sipi	Sigi	.	.	.
- - - brændsel m.v.		Sipe	Sige	.	.	.
- - - benzin og olie		Sipg	Sigg	.	.	.
- - - øvr. varige var.		Sipv	Sigv	.	.	.
- - - reparationsydel.		Sipr	Sigr	.	.	.
- - - boligbenyttelse		Siph	Sigh	.	.	.
- - - kollektiv transp.		Sipk	Sigk	.	.	.
- - - øvrige tjenester		Sips	Sigs	.	.	.
- - - køretøjer		Sipb	Sigb	Sirb	.	.
Offentlig varekøb til forbrug		Sipy	Sigy	.	.	.
Invest. i maskiner, transportm.,inv		Sipim	Sigim	Sirim	.	.
Investeringer i bygninger og anlæg		Sipib	Sigib	.	.	.
Produktionsværdi i landbrug m.v.		Sipxa	Sigxa	.	.	.
- - bygge- og anl.		Sipxb	Sigxb	.	.	.
- - boligbenyttelse		Sipxh	Sigxh	.	.	.
- - fremstillingsv.		Sipxn	Sigxn	.	.	.
- - øvrige erhverv		Sipxq	Sigxq	.	.	.
Import af SITC -kap. 0		.	.	.	Sim0	.
- - - - 1		.	.	.	Sim1	.
- - - - 2+4		.	.	.	Sim24	.
- - - - 3		.	.	.	Sim3	.
- - - - 5		.	.	.	Sim5	.
- - - - 6		.	.	.	Sim6	.
- - - - 7		.	.	.	Sim7	.
- - - - 8+9		.	.	.	Sim89	.
Ikke komponentfordelte		Sipea	.	.	.	Siq
I alt	Si	Sip	Sig	Sir	Sim	Siq

Analogt fås for de øvrige efterspørgselskomponenter og produktionssektorer.

Toldprovenuet i 1970-priser beregnes således:

$$(2) \qquad Sim70(t) = \sum_i \frac{Sim<i>(1970)}{fM<i>(1970)} * fM<i>(t) \qquad , i = 0,1,24,3,5,6,7 \text{ og } 89$$

Eftersom den samlede vareimport i 1970-priser, fMv, i ADAMBK ikke er disaggregeret længere tilbage end til 1960, benyttes for årene før 1960 den samlede vareimport som fastpriskomponent, dvs. at satsen Sim(1970)/fMv(1970) er benyttet før 1960:

$$(2a) \qquad Sim70(t) = \frac{Sim(1970)}{fMv(1970)} * fMv(t) \qquad \text{for årene 1948-59}$$

For øvrige afgifter minus subsidier, Siq, defineres ligeledes en afgiftssats, og i mangel af en mere oplagt komponent i ADAM er som fastpriskomponent benyttet bruttonationalproduktet, fY:

$$(3) \qquad Siq70(t) = \frac{Siq(1970)}{fY(1970)} * fY(t)$$

Subsidierne indeholdt i Sipea er af omfang meget små for årene før tilslutning til EF. For årene efter EF-tilslutningen vil det være rimeligt at anvende et udtryk for eksporten af landbrugsvarer som fastpriskomponent ved satsberegningen. Her anvendes fastprisstørrelsen fE01, eksporten af varer indeholdt i SITC-kapitel 0 og 1:

$$(4) \qquad Sipea70(t) = \frac{Sipea(1970)}{fE01(1970)} * fE01(t)$$

Det rimelige i at anvende fE01 forud for 1973 kan på baggrund af indholdet af Sipea nok diskuteres, men fE01 er alligevel fastholdt p.gr.a. komponentens lidenhed og i mangel af bedre. Da databankens disaggregerede eksportserier imidlertid kun er tilbageført til 1965, er før da anvendt den samlede vareeksport, fEv:

$$(4a) \qquad Sipea70(t) = \frac{Sipea(1970)}{fE01(1970)} * \frac{fE01(1965)}{fEv(1965)} * fEv(t) \qquad \text{for årene før 1965}$$

Det samlede provenu i 1970-priser fås da ved addition af fastprisprovenuerne:

$$(5) \quad Si70(t) = Sipgx70(t) + Sipgc70(t) + Sigiy70(t) + Sim70(t) + Siq70(t) + Sipea70(t).$$

Beregningsresultaterne er vist i afsnit 3.

Tabel 2. Bruttofaktorindkomst og bruttofaktorindkomstdeflator for perioden 1966-78 ifølge nationalregnskabsstatistikken.

	ÅRETS PRISER			1970-PRISER			DEFLATOR
	BNP i m.p	Afg-sub.+told	BFI	BNP i m.p.	Afg-sub.+told	BFI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(3)/(6)
1966	76798	9928	66870	99559	14591	84968	.7870
1967	84597	11462	73135	104129	15220	88909	.8226
1968	94101	13659	80442	108552	15368	93184	.8633
1969	107389	15630	91759	116032	16827	99205	.9249
1970	119067	17354	101713	119067	17354	101713	1.0000
1971	131633	19277	112356	121965	17228	104737	1.0727
1972	151484	21885	129600	128589	18261	110328	1.1747
1973	174634	23808	150826	135306	19839	115467	1.3062
1974	194740	24057	170683	134117	18284	115833	1.4735
1975	216588	27911	188677	133516	19875	113641	1.6603
1976	250090	33352	216738	142823	21624	121199	1.7883
1977	278325	38870	239455	145576	21386	124190	1.9281
1978	308222	44939	263283	147081	21044	126037	2.0889

Kilde: Statistiske Efterretninger 1979 nr. A 22 og materiale i Danmarks Statistik

3. Beregningsresultater

Ses på serien for BFI-deflatoren i tabel 2 fra nationalregnskabet og sammenlignes med resultaterne i tabel 7, fås for årene 1967-70 en ganske smuk overensstemmelse. Det beregnede 1966-tal er lidt lavt, og en niveaukorrektion kan overvejes, selvom forskellen ikke er mere end ca. 0.1 pct.point ved sammenligning af vækstraten i de to serier mellem 1966 og 1967. Den nedenfor viste sammenhængende serie er niveaukorrigeret, idet pyf-seriens vækstrater ganges på 1966-værdien af BFI-deflatoren. Tallet for 1979 stammer fra Konjunkturoversigt 1979 nr. 4.

Tabel 8	BFI-deflator
1948	.3951
1949	.4012
1950	.4312
1951	.4582
1952	.4779
1953	.4830
1954	.4850
1955	.4996
1956	.5279
1957	.5399
1958	.5436
1959	.5657
1960	.5773
1961	.6067
1962	.6423
1963	.6663
1964	.6945
1965	.7397
1966	.7870
1967	.8226
1968	.8633
1969	.9249
1970	1.0000
1971	1.0727
1972	1.1747
1973	1.3062
1974	1.4735
1975	1.6604
1976	1.7883
1977	1.9281
1978	2.0889
1979	2.2243

Anm.: Såfremt ovenstående serie for BFI-deflatoren offentliggøres med angivelse af værdier for årene før 1966, må dette kun ske, såfremt det udtrykkeligt angives, at tallene er beregnet ud fra serier i ADAMs databank.

Tabel 3. Indirekte skatter i årets priser

SI	SIP	SIG	SIR	SIM	SIQ
[illegible]	[illegible]	[illegible]	9.000000	110.000000	292.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	15.000000	129.000000	301.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	27.000000	142.000000	344.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	31.000000	132.000000	388.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	44.000000	155.000000	406.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	139.000000	186.000000	457.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	315.000000	211.000000	429.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	341.000000	213.000000	467.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	278.000000	274.000000	516.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	283.000000	275.000000	577.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	359.000000	296.000000	585.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	497.000000	413.000000	690.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	572.000000	427.000000	830.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	646.000000	483.000000	590.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	711.000000	515.000000	608.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	705.000000	511.000000	706.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	947.000000	555.000000	730.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	814.000000	568.000000	848.000000
[illegible]	[illegible]	[illegible]	1162.788956	664.000000	649.391891
[illegible]	[illegible]	[illegible]	1120.778983	635.000000	716.784317
[illegible]	[illegible]	[illegible]	1156.553976	638.000000	713.931557
[illegible]	[illegible]	[illegible]	1524.435989	694.000000	875.972206
[illegible]	[illegible]	[illegible]	1513.004974	729.000000	1253.541595
[illegible]	[illegible]	[illegible]	1406.821960	971.000000	1371.182861
[illegible]	[illegible]	[illegible]	1691.367981	1808.000000	1365.007767
[illegible]	[illegible]	[illegible]	2503.654939	920.000000	1743.712723
[illegible]	[illegible]	[illegible]	1604.799988	883.000000	384.800537
[illegible]	[illegible]	[illegible]	2592.799988	851.000000	1966.100586
[illegible]	[illegible]	[illegible]	4090.999969	1039.000000	1235.500488
[illegible]	[illegible]	[illegible]	4176.399719	987.999977	2106.000153
[illegible]	[illegible]	[illegible]	4396.399902	778.999977	1813.999954
[illegible]	[illegible]	[illegible]	4500.000000	850.000000	1900.000000

Kilde: ADAMs databank.

Tabel 4. Indirekte skatter i 1970-priser

	SIPGX70	SIPGC70	SIPGIY70	SIPEA70	SIQ70	SIM70	SI70
1948	489.085903	4795.530945	753.313293	-17.605888	485.517704	104.436810	6610.278748
1949	498.706703	5008.111877	838.906654	-22.956006	512.595566	129.981461	6965.346130
1950	520.872948	5274.075928	928.796448	-30.605935	550.386063	165.541998	7409.067444
1951	517.687080	4917.868774	951.472298	-34.653586	551.011497	157.207527	7060.593567
1952	531.135941	5040.549011	996.815918	-32.958522	565.129234	152.117317	7252.788879
1953	562.679031	5165.051453	1218.337265	-36.529894	595.106827	173.294573	7677.939209
1954	583.969116	5423.147217	1495.112625	-39.505710	620.464691	210.712709	8293.900635
1955	584.290253	5405.591187	1334.545731	-42.962698	621.198212	205.884651	8108.547302
1956	592.396927	5524.754272	1372.723114	-43.587427	629.760727	223.200788	8299.248291
1957	623.193100	5562.598694	1414.269943	-47.547050	653.409218	228.681414	8434.605225
1958	650.096939	5903.910278	1431.907562	-52.027817	675.556274	245.699001	8855.142212
1959	687.818970	6260.565369	1769.573303	-55.455907	722.698853	303.082733	9688.283325
1960	723.208130	6572.873657	2001.677902	-59.646734	765.537231	321.398491	10325.048584
1961	766.436905	7043.541504	2282.568085	-62.633894	818.822006	338.668858	11187.403320
1962	793.003654	7357.509888	2646.102142	-66.819757	867.542938	413.487530	12010.826172
1963	810.920731	7519.480530	2441.733551	-74.102580	879.638885	370.195290	11947.866211
1964	860.003571	7984.262329	2998.297882	-79.916862	967.284943	487.015640	13216.947510
1965	895.127296	8460.038330	2839.621979	-86.624402	1014.313293	512.678780	13635.155029
1966	918.253128	8946.231079	3013.890503	-84.369598	1048.095795	537.203987	14379.304810
1967	958.146057	9233.541626	3306.495178	-85.520573	1096.188278	561.899559	15070.750000
1968	999.577713	9482.915527	3266.543762	-90.433860	1142.701508	589.778625	15391.083008
1969	1064.871170	10122.097046	3843.657898	-86.061584	1221.851929	674.368240	16840.784424
1970	1119.842514	10446.989624	3887.048035	-83.053371	1253.541580	728.999977	17353.367920
1971	1152.857010	10660.014404	3791.922791	-88.686384	1284.062607	720.254143	17520.424316
1972	1198.830566	10998.709595	3922.675995	-90.446979	1353.769302	726.351021	18109.889404
1973	1305.563599	11565.184692	4310.060791	-93.630239	1424.413010	869.368301	19380.959961
1974	1311.338104	11467.180176	3593.108032	-96.398080	1412.010971	831.206879	18518.445801
1975	1283.091019	12165.630615	3950.303986	-99.857474	1405.925705	776.967545	19482.061035
1976	1346.622803	12956.779053	4575.809937	-97.421020	1503.953079	928.368904	21214.112549
1977	1436.084656	12652.825806	4437.208069	-103.874836	1532.652679	907.414993	20862.311035
1978	1531.081955	12363.204590	4434.268311	-113.323075	1548.202744	928.864006	20692.298096
1979	1580.459442	12382.036499	4394.973938	-120.120973	1599.748474	995.132538	20832.229492

Anm.: Indirekte skatter i 1970-priser er beregnet ud fra variable i ADAMs databank, jf. bilag 1.

Tabel 5. Indirekte skatter i 1970-priser

SIP70	SIG70	SIR70	SIM70	SIQ70
[illegible]	3624.156249	122.439389	104.436810	485.517704
[illegible]	3866.019746	156.949011	129.981461	512.595566
[illegible]	4117.009460	195.227995	165.541998	550.386063
[illegible]	4000.163879	205.709604	157.207527	551.011497
[illegible]	4076.239637	215.033559	152.117317	565.129234
[illegible]	4242.476394	345.037746	173.294573	595.106827
[illegible]	4478.276550	550.436804	210.712709	620.464691
[illegible]	4436.446069	432.092657	205.684651	621.198212
[illegible]	4507.768494	456.210951	223.200788	629.760727
[illegible]	4589.153749	456.085589	228.681414	653.409218
[illegible]	4799.235704	456.506637	245.699001	675.556274
[illegible]	5141.337708	646.271278	303.082733	722.698853
[illegible]	5428.043030	781.821579	321.398487	765.537231
[illegible]	5670.746316	934.126595	338.668858	818.822006
[illegible]	6243.088705	1150.509125	413.487522	867.542938
[illegible]	6238.185320	979.163712	370.195286	879.638885
[illegible]	6627.185520	1280.475876	487.015633	967.284943
[illegible]	7241.485107	1070.960098	512.678772	1014.313293
[illegible]	7563.522605	1170.615173	537.203979	1048.095795
[illegible]	7919.427307	1305.106857	561.899551	1096.188278
[illegible]	8047.112053	1251.556534	589.778625	1142.701508
[illegible]	8743.491577	1540.408936	674.368233	1221.851929
[illegible]	8995.326490	1513.004959	728.999977	1253.541580
[illegible]	9057.447110	1379.143509	720.254143	1284.062607
[illegible]	9491.925040	1300.657028	726.351013	1353.769302
[illegible]	9989.514771	1583.296997	869.368294	1424.413010
[illegible]	9354.711769	1111.815018	831.206863	1412.010971
[illegible]	9613.125355	1494.773437	776.967552	1405.925705
[illegible]	10322.127125	1857.127136	928.368896	1503.953079
[illegible]	10223.255566	1768.399628	907.414986	1532.652679
[illegible]	10160.151519	1718.450951	928.863998	1548.202744
[illegible]	10259.043622	1672.997070	995.132530	1599.748474

Anm.: Beregnet ud fra variable i ADAMs databank, jf. bilag 2

Tabel 6. Implicitte deflatorer for indirekte skatter.

	PSIP	PSIO	PSIR	PSIQ	PSIM	PSI
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]

Tabel 7. Bruttonationalprodukt- og bruttofaktorindkomstdeflatoren 1948-79

	Y	FY	YF	FYF	PY	PYF
1948	16901.564941	46116.258789	15572.146851	39505.980469	.366499	.394172
1949	18225.396484	48688.213867	16699.222900	41722.868164	.374329	.400241
1950	20937.522949	52277.694824	19302.017578	44868.627441	.400506	.430190
1951	22120.304199	52337.100586	20695.485840	45276.507324	.422651	.457091
1952	23866.821045	53678.055176	22132.066162	46425.266602	.444629	.476725
1953	25707.989014	56525.437500	23538.370605	48847.498535	.454804	.481875
1954	27032.647217	58934.020508	24499.255371	50640.120117	.458693	.483791
1955	28043.096680	59003.692871	25365.700195	50895.145996	.475277	.498391
1956	29944.864502	59816.992187	27129.726074	51517.744141	.500608	.526609
1957	31584.527100	62063.212891	28884.871826	53628.607910	.508909	.538609
1958	33176.937988	64166.822266	29993.642090	55311.680176	.517042	.542266
1959	36940.075684	68644.597656	33269.046387	58956.314453	.538135	.564300
1960	39926.870117	72713.544922	35932.617187	62388.497070	.549098	.575949
1961	44639.128418	77774.728516	40303.471191	66587.325195	.573954	.605272
1962	50279.799316	82402.421875	45104.722168	70391.595703	.610174	.640769
1963	53546.958984	83551.339844	47596.470215	71603.473633	.640887	.664723
1964	61684.101562	91876.285156	54497.780273	78659.337891	.671382	.692833
1965	69509.161133	96343.210937	61028.786133	82708.056641	.721474	.737882
1966	76766.997070	99551.998047	66870.000000	85172.693359	.771125	.785111
1967	84597.998047	104119.998047	73135.000000	89049.248047	.812505	.821287
1968	94100.994141	108537.996094	80442.000000	93146.913086	.866987	.863603
1969	107389.993164	116055.995117	91759.000000	99215.210937	.925329	.924848
1970	119065.994141	119065.995117	101713.000000	101712.627930	1.000000	1.000004
1971	131633.992187	121964.994141	112356.000000	104444.570312	1.079277	1.075748
1972	151483.992187	128585.993164	129600.000000	110476.104492	1.178075	1.173104
1973	174634.988281	135295.992187	150826.000000	115915.033203	1.290762	1.301177
1974	194741.000000	134118.000000	170683.000000	115599.554687	1.452012	1.476502
1975	216588.000000	133540.000000	188677.000000	114057.939453	1.621896	1.654221
1976	250090.000000	142851.000000	216738.000000	121636.888672	1.750705	1.781844
1977	278324.984375	145576.994141	239454.994141	124714.683594	1.911875	1.920022
1978	308221.988281	147053.996094	263282.988281	126361.699219	2.095978	2.083566
1979	341000.000000	151950.000000	289000.000000	131117.771484	2.244159	2.204125

Kilde.: Y (BNP i årets priser), fY (BNP i 1970-priser), Yf (BFI i årets priser) alle ADAMs databank. py er beregnet som Y/fY. fYf (BFI i 1970-priser) er beregnet som Yf-Si70, hvor Si70 (indirekte skatter i 1970-priser) er beregnet ud fra variable i ADAMs databank. pyf er lig Yf/fYf, jf. afsnit 2.

3. Resultater af sammenligning. Periode 1980-85.

Variabelnavn		1980	1981	1982	1983	1984	1985
fY	S	1.9	2.6	4.0	4.8	4.8	4.4
	DQS_{55}	1.6	2.9	4.3	3.9	3.4	3.2
	DQS_{77}	1.0	2.5	3.7	3.7	3.2	2.5
fCp	S	-1.5	1.7	4.3	5.0	4.7	4.1
	DQS_{55}	-2.7	2.6	4.6	4.5	3.8	3.0
	DQS_{77}	-2.4	2.4	4.3	4.2	3.6	2.9
fI	S	-0.9	1.2	6.6	8.0	8.1	5.9
	DQS_{55}	-5.8	0.8	8.2	5.9	3.8	0.6
	DQS_{77}	-4.4	1.0	6.2	5.7	3.8	0.6
fCo	S	3.3	1.8	1.5	1.7	1.6	1.6
	DQS_{55}	3.3	1.7	1.5	1.7	1.6	1.6
fE	S	5.2	5.6	6.0	6.0	6.0	6.0
	DQS_{55}	5.3	5.8	6.2	6.2	6.2	6.2
	DQS_{77}	5.3	5.8	6.2	6.3	6.3	6.3
fM	S	-1.5	2.7	6.8	6.5	6.1	5.1
	DQS_{55}	-2.5	4.2	7.7	7.2	6.4	5.2
	DQS_{77}	-2.7	4.2	7.5	7.1	6.3	5.1
Samlet tilg.	S	1.1	2.6	4.7	5.2	5.1	4.6
	DQS_{55}	0.1	3.4	5.5	5.1	4.5	3.7
Til rådigh.	S	-0.3	1.6	4.2	4.9	4.8	4.0
	DQS_{55}	-2.7	2.0	5.1	4.4	3.5	2.1
Enl NIVEAU	S	-16.4	-14.7	-17.8	-21.5	-25.0	-27.2
NIVEAU	DQS	-11.9	-10.3	-13.8	-17.7	-20.9	-22.0
Q	S	1.1	0.8	0.8	1.6	1.8	1.8
	DQS	0.6	1.1	1.2	1.4	1.4	1.0
Uls NIVEAU	S	140.1	162.1	182.0	185.6	182.2	176.8
NIVEAU	DQS	158.0	165.1	178.4	185.4	191.5	203.1

Variabelnavn		1980	1981	1982	1983	1984	1985
py	S	7.3	6.0	5.7	5.5	5.6	5.7
	DQS	7.5	7.5	5.9	5.7	6.0	6.0
pm	S	15.3	5.7	5.2	5.3	5.4	5.4
	DQS	14.8	5.7	5.1	5.3	5.3	5.3
pe	S	9.6	6.1	5.7	5.4	5.5	5.5
	DQS	11.8	6.6	5.3	5.3	5.3	5.3
pcp	S	10.3	5.7	5.3	5.3	5.4	5.5
	DQS	10.1	5.1	5.2	5.1	5.2	5.3
pco	S	7.3	7.2	7.1	7.1	7.1	7.2
	DQS	8.3	7.3	7.3	7.3	7.3	7.4
pî	S	8.8	5.4	5.3	4.9	5.1	5.2
	DQS	11.6	7.1	5.0	6.7	6.9	7.0
pxa	S	11.3	5.6	5.1	5.1	5.1	5.1
pxn	S	9.4	6.7	6.2	5.8	5.7	5.6
pxb	S	7.5	5.0	5.9	5.1	5.4	5.4
pxh	S	7.0	7.0	7.0	7.0	7.0	7.0
pxo	S	6.3	8.0	7.8	7.8	7.8	7.8
pxq	S	7.4	5.2	5.0	5.0	5.4	5.8
pn	DQS	9.2	5.4	5.1	5.0	4.8	4.7
pni	DQS	10.1	6.6	5.1	5.1	5.0	4.9
pnc	DQS	8.5	4.6	5.1	5.0	4.8	4.5
pb	DQS	9.1	7.6	7.9	8.0	8.0	8.0
pq	DQS	7.3	5.2	6.4	5.9	5.8	5.9

Y	S	9.3	8.8	9.9	10.6	10.7	10.4
	DQS	9.2	9.0	10.2	10.2	9.5	8.7
Si	S	9.8	5.5	7.9	8.9	9.0	8.4
R	DQS	4.9	5.8	9.0	9.1	8.1	6.7
T	S	12.1	11.6	13.6	9.0	8.3	8.1
	DQS	14.6	9.5	12.8	9.5	9.5	10.2
Sd	S	13.3	8.7	11.1	10.5	11.2	11.5
	DQS	13.4	8.4	11.3	10.9	10.9	10.7
Yd	S	7.9	10.3	11.0	10.7	10.3	9.7
LYd	DQS	9.6	10.1	10.9	10.1	9.3	8.6
Ydd	S	-2.9	4.6	5.9	5.6	5.1	4.3
Yd	DQS_{55}	-0.4	4.7	5.4	4.7	3.9	3.1
W	S	9.0	7.7	9.4	10.0	10.4	10.3
	DQS	8.4	8.2	9.8	9.8	9.8	9.2

3.a Foreløbig konklusion

Ovenstående viser, at de to modeller i al væsentlighed er meget ens. Af variable i afsnit 3, der tilsyneladende har et forskelligt forløb, er den første, der springer i øjnene, formentlig saldoen på betalingsbalancens løbende poster, Enl, som ligger på et væsentligt lavere niveau i (S) end i (J). Denne tilsyneladende forskel i forløb opstår dog overvejende s.f.a. en lavere vækstrate for de (endogent) bestemte eksportpriser i (S) i 1980 og tildels i 1981 end i (J), hvorved eksportpriserne kommer til at ligge på et lavere niveau gennem hele perioden. Udviklingen i den samlede mængdemæssige eksport er, som det ses, stort set sammenfaldende. Hvis eksportpriserne derfor blev justeret op svarende til forløbet i DQS-kørslen, ville eksporten i årets priser alt andet lige blive forøget med 2½-3 mia i hvert af årene.
De eksogent indlagte importpriser ses endvidere at være lidt i overkanten af DQS's for 1980 og blev disse dæmpet, ville importen falde med ca. ½ mia forudsat uændret mængdemæssig import. I praksis er alt andet selvfølgelig ikke lige, men den samlede effekt på udenrigsomsætningen af ændrede prisforudsætninger vil formentlig ligge i størrelsesordenen 2-3 mia kr. årligt.
Ca 2½ mia af forskellen mellem de to kørsler i saldoen for varer og tjenester, Envd, kan således umiddelbart forklares, jf. omstående oversigt:

		1980	1981	1982	1983	1984	1985
Envd	S	-10.300	-7.300	-8.850	-10.800	-12.200	-11.800
Envd	DQS	-5.800	-3.100	-5.550	-7.850	-9.200	-8.250
Difference		-4.500	-4.200	-3.300	-2.950	-3.000	-3.550

Hvad angår de øvrige eksogene variable på betalingsbalancen gør der sig mindre forskelle gældende, men disse forskelle beror dog alene på afvigelser mellem DQS's 1979-værdier for de pågældende variable og de i den nye databank indlagte samt på den måde, hvorpå de variable er fremskrevet, jf. de tekniske forudsætninger s. 3. At renteoverførslerne er forskellige skyldes selvfølgelig tillige forskelle i de kumulerede underskud.

Septemberversionen synes en smule mere ekspansiv end (J). Her er det især forbruget og ikke mindst investeringerne, der vokser kraftigere end i (J). Det private forbrug er i de første år af fremskrivningsperioden i (J) præget af kraftige nedjusteringer og p.gr.a. den større vægt til boliger skal (S) udvise større forbrugsvækst end (J) i lavkonjunkturår.

Forløbet i priserne er bortset fra de allerede omtalte og investeringspriserne nogenlunde ens. Det bør bemærkes, at der som det eneste tilfælde i (S) er indsat justeringsled i sektorbasisprisen for N-sektoren, (+0.05 i årene 1980-85).

Hvad angår transfereringerne skal forskellen i udviklingen ses i lyset af den lidt forskellige udvikling i beskæftigelse og ledighed.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

16. januar 1980
EV/mb

Et forsøg på sammenligning af simulationer med ADAM, juni 1979 og ADAM, september 1979

Der er fremsat ønske om at få foretaget en sammenligning af en simulation med den seneste version af ADAM på gammelt nationalregnskabsgrundlag (juniversionen) og en simulation med den første på nyt nationalregnskab baserede (septemberversionen) med henblik på om muligt at åbenbare, om der ud over de forskelle, som skrivebords- og multiplikatoranalyser af de to modeller alene muliggør, er afgørende forskelle med hensyn til dynamik og langsigtede egenskaber. Blandt andet som følge af den forskellige behandling af konstantled og forskelle i "endogenitetsgrad" kan det tænkes, at en af modelversionerne systematisk er fx mere ekspansiv. Meningen med det følgende er således med udgangspunkt i en simulation med juniversionen at forsøge at lave en til denne svarende simulation med septemberversionen.

Et forsøg på at løse denne opgave ville åbenbart fordre, at input til de to simulationer er sammenligneligt og harmoniseret. I princippet vil det dog være overmåde vanskeligt for ikke at sige umuligt at sikre dette i streng forstand, al den stund der anvendes forskelligt nationalregnskab og forskellige komponentafgrænsninger. For visse dele af de to modelversioner er harmoniseringen dog lettere end for andre dele; dette gælder især de direkte skatter, hovedparten af transfereringerne, størstedelen af betalingsbalancens eksogene poster samt dele af arbejdsmarkedet. Den største klump af vanskeligheder opstår ved konvertering af data for udenrigshandelen.

Et andet problem opstår, når resultaterne af de to kørsler skal sammenlignes. Ved mængdesammenligninger skal således sammenlignes størrelser i 1955-priser med i bedste fald sammenlignelige størrelser i 1970-priser; visse variable udskrives også i "første udskrivningsårs priser", men indtil videre foreligger denne facilitet kun i det gamle tabelprograms regi.

Der kan endvidere være grund til at overveje, hvad det egentlig er, der skal sammenlignes. Tager man således udgangspunkt i en kørsel, der er tilpasset kloge folks meninger om fremtiden - måske dog alene begrænset til indsætning af "objektive justeringsled" på baggrund af residualanalyser - hvor meget bør man så justere i den

kørsel, som man agter at sammenligne den oprindelige med - dvs. i kørslen med den modelversion, hvis egenskaber, man gerne vil have et nøjere kendskab til? Hvis man tænkte sig, at den nye modelversion på visse områder afslørede et andet udviklingsforløb end den gamle model, vil man jo - såfremt man justerede tilstrækkelig kraftigt - formentlig kunne bringe en højere grad af overensstemmelse imellem de to kørsler for dagen, men så ville man jo netop kun få afsløret hvor store justeringsled, der skulle bruges, og få tilsløret modelegenskaberne. I det omfang, der i det følgende overhovedet er justeret, er det tilstræbt at anvende en procentvis lige så stor justering som i juniversionen.

Nedenfor er i afsnit 3 fremført en række resultater fra sammenligningen. Udgangspunkt er taget i en DQS-kørsel. Der er om denne at sige, at der ikke er tale om noget endeligt udgangsskøn, og der er derfor heller ikke tale om et forsøg på at opstille et realistisk udgangsskøn på den nye model. DQS-kørslen har 1979 som første simulationsår og er kørt på gammel databank, mens kørslen med septemberversionen starter i 1980 på ny databank. Også dette forhold kan gøre, at en sammenligning bliver vanskelig. Af nogen vil det følgende derfor måske snarere blive opfattet som et af de første forsøg på at lave en kørsel med den nye model, hvor tilpasninger af de eksogene variable efterfølgende kan trænge sig på. At få lavet en kørsel med juniversionen med 1980 som første simulationsår ville selvfølgelig hjælpe på sammenligningen. I det omfang junikørslens 1979-værdier ikke afviger væsentligt fra de i den nye databank for 1979 indlagte, synes sammenligningen mindre hasarderet.

Fremstillingsformen vil i det følgende blive den kedelige med talrækker med værdier - hvor intet andet siges - for vækstrater for en række udvalgte variable fra kørslerne med septemberversionen (S) og juniversionen (J). Hvor der er tale om tal i 1955-priser, er undertiden anført et fodtegn 55. Enkelte steder opereres der med tal i 1977-priser ("første udskrivningsårs priser") betegnet med fodtegn 77. Nedenfor skal imidlertid først vises, hvorledes en række eksogene variable er fremkommet ud fra (J). Ikke-anførte eksogene variable - fx afgiftssatser - følger de i databanken indlagte, og skulle være tilpasset de senest foretagne afgiftsændringer.

3.

2. Forudsætninger

variabel type	variabel navn	fremskrivningsmåde: abs. ændr. if.t. (J)	(J)'s vækst	(J)'s niveau	skud	bemærkninger
Betalingsbalancen m.v.						
A	Endf	X				
A	Enfu	X				
A	Erec				X	svag vækst
A	Tefe		X			
A	Tefp			X		
A	Tefr			X		
A	Tefb	X				
A	Tenu			X		
A	Tenk			X		
A	iken			X		justeret så Tien i 80 i (J) ca. rammes
A	ko			X		
Skatter og indkomstoverførsler						
A	Skrc	X				
A	Sksi	X				
A	Sov			X		
A	Srv			X		
A	Ssf			X		
A	Sxej	X				
A	Sxp			X		
A	Sxs			X		
A	Sxvd					Ud fra Sxvd i (j) med en faldende trend i Sxvd/Sxvi

variabel type	variabel navn	fremskrivningsmåde: abs. ændr. if.t. (J)	(J)'s vækst	(J)'s niveau	skud	bemærkninger
A	Siq				X	+75 pr år
A	Tion			X		
A	Tpen		X			
A	Tqr		X			NB niveau forskelligt fra (J)
A	Tqs		X			
A	Sipea					vækst som Tefe
C	bsrm			X		
C	bys10			X		
C	bys20			X		
C	bys30			X		
C	bys40			X		
C	bys50			X		
C	bys11			X		
C	bys21			X		
C	bys31			X		
C	bys41			X		
C	bys51			X		
C	ksbb			X		
C	tsa					procentvis ændring fra (J) brugt på nyt niveau
C	tsk			X		
C	kys		X			
C	Sbaf			X		
C	Sbbf			X		
C	Sbu			X		
C	Yaf			X		
C	Yse			X		

variabel type	variabel navn	abs. ændr. if.t. (J)	(J)'s vækst	(J)'s niveau	skud	bemærkninger
Arbejdsmarked						
A	Qa		X			
A	Qbf		X			
A	Qh				X	
A	Qo		X			dog forskelligt niveau
A	U_{ua}		X			
C	Qas			X		
C	Qus			X		
Løn m.v.						
A	Rlna			X		
C	bla				X	vækst som i Wa i (J)
C	blnf			X		
C	blh				X	vækst som i lq i (J)
C	blo			X		
Priser						
A	pxab				X	skelet til pea i (J)
A	pxhb		X			
B	Jpxnb			X		forøgelse i vækstra det første år stort set den samme som i (J)

variabel type	variabel navn	abs. ændr. if.t. (J)	(J)'s vækst	(J)'s niveau	skud	bemærkninger
Investeringer						
A	fIa				X	fald i 80 i(J)
A	fIt				X	
A	fIo		X			
A	fIh		X			
Forbrug						
A	fCr				X	
Eksport						
A	zes					sat til 0. Eksogen eksport
A	ze24					- -
A	ze59					- -
A	kpe0					- . Ingen vægtning
A	kpe1					- -
A	pe24e				X	0.16Rpea+0.84Rpeq
A	pe59e				X	0.62Rpeq+0.38Rpem
A	pese				X	set på pes i (J)
A	fE01				X	0.7Rfea+0.3Rfeq
A	fE3				X	set på RfEe i (J)

Fremskrivningsmade:

variabel type	variabel navn	abs. ændr. if.t. (J)	(J)'s vækst	(J)'s niveau	skud	bemærkninger
Eksport fortsat						
A	fE59e				X	0.62Rfeq+0.38Rfem
A	fEy				X	set på Rfes
A	fEse				X	set på RfEs
A	fEt				X	
Import						
A	pm0				X	0.37Rpma+0.63Rpmc
A	pm1				X	Rpmc
A	pm24				X	0.56Rpmr+0.44Rpmc
A	pm3				X	0.92Rpme+0.08Rpmc~Rpme
A	pm5				X	0.09Rpma+0.91Rpmr
A	pm6				X	0.47Rpmr+0.53Rpmc; ændr. til 0.6Rpmr+0.4Rpmc
A	pm7				X	Rpmi
A	pm89				X	0.2Rpmi+0.8Rpmc
A	pmy				X	set på Rpms i (J)
A	pms				X	set på Rpms i (J)
A	pmt				X	set på Rpmt i (J)

3. Resultater af sammenligning. Periode 1980-85. K4

Variabelnavn		1980	1981	1982	1983	1984	1985
fY	S	1.9	2.6	4.0	4.8	4.8	4.4
	DQS_{55}	1.6	2.9	4.3	3.9	3.4	3.2
	DQS_{77}	1.0	2.5	3.7	3.7	3.2	2.5
fCp	S	-1.5	1.7	4.3	5.0	4.7	4.1
	DQS_{55}	-2.7	2.6	4.6	4.5	3.8	3.0
	DQS_{77}	-2.4	2.4	4.3	4.2	3.6	2.9
fI	S	-0.9	1.2	6.6	8.0	8.1	5.9
	DQS_{55}	-5.8	0.8	8.2	5.9	3.8	0.6
	DQS_{77}	-4.4	1.0	6.2	5.7	3.8	0.6
fCo	S	3.3	1.8	1.5	1.7	1.6	1.6
	DQS_{55}	3.3	1.7	1.5	1.7	1.6	1.6
fE	S	5.2	5.6	6.0	6.0	6.0	6.0
	DQS_{55}	5.3	5.8	6.2	6.2	6.2	6.2
	DQS_{77}	5.3	5.8	6.2	6.3	6.3	6.3
fM	S	-1.5	2.7	6.8	6.5	6.1	5.1
	DQS_{55}	-2.5	4.2	7.7	7.2	6.4	5.2
	DQS_{77}	-2.7	4.2	7.5	7.1	6.3	5.1
Samlet tilg.	S	1.1	2.6	4.7	5.2	5.1	4.6
	DQS_{55}	0.1	3.4	5.5	5.1	4.5	3.7
Til rådigh.	S	-0.3	1.6	4.2	4.9	4.8	4.0
	DQS_{55}	-2.7	2.0	5.1	4.4	3.5	2.1
Enl NIVEAU	S	-16.4	-14.7	-17.8	-21.5	-25.0	-27.2
NIVEAU	DQS	-11.9	-10.3	-13.8	-17.7	-20.9	-22.0
Q	S	1.1	0.8	0.8	1.6	1.8	1.8
	DQS	0.6	1.1	1.2	1.4	1.4	1.0
Uls NIVEAU	S	140.1	162.1	182.0	185.6	182.2	176.8
NIVEAU	DQS	158.0	165.1	178.4	185.4	191.5	203.1

Variabelnavn		1980	1981	1982	1983	1984	1985
py	S	7.3	6.0	5.7	5.5	5.6	5.7
	DQS	7.5	7.5	5.9	5.7	6.0	6.0
pm	S	15.3	5.7	5.2	5.3	5.4	5.4
	DQS	14.8	5.7	5.1	5.3	5.3	5.3
pe	S	9.6	6.1	5.7	5.4	5.5	5.5
	DQS	11.8	6.6	5.3	5.3	5.3	5.3
pcp	S	10.3	5.7	5.3	5.3	5.4	5.5
	DQS	10.1	5.1	5.2	5.1	5.2	5.3
pco	S	7.3	7.2	7.1	7.1	7.1	7.2
	DQS	8.3	7.3	7.3	7.3	7.3	7.4
pi	S	8.8	5.4	5.3	4.9	5.1	5.2
	DQS	11.6	7.1	5.0	6.7	6.9	7.0
pxa	S	11.3	5.6	5.1	5.1	5.1	5.1
pxn	S	9.4	6.7	6.2	5.8	5.7	5.6
pxb	S	7.5	5.0	5.9	5.1	5.4	5.4
pxh	S	7.0	7.0	7.0	7.0	7.0	7.0
pxo	S	6.3	8.0	7.8	7.8	7.8	7.8
pxq	S	7.4	5.2	5.0	5.0	5.4	5.8
pn	DQS	9.2	5.4	5.1	5.0	4.8	4.7
pni	DQS	10.1	6.6	5.1	5.1	5.0	4.9
pnc	DQS	8.5	4.6	5.1	5.0	4.8	4.5
pb	DQS	9.1	7.6	7.9	8.0	8.0	8.0
pq	DQS	7.3	5.2	6.4	5.9	5.8	5.9

Y	S	9.3	8.8	9.9	10.6	10.7	10.4
	DQS	9.2	9.0	10.2	10.2	9.5	8.7
Si	S	9.8	5.5	7.9	8.9	9.0	8.4
R	DQS	4.9	5.8	9.0	9.1	8.1	6.7
T	S	12.1	11.6	13.6	9.0	8.3	8.1
	DQS	14.6	9.5	12.8	9.5	9.5	10.2
Sd	S	13.3	8.7	11.1	10.5	11.2	11.5
	DQS	13.4	8.4	11.3	10.9	10.9	10.7
Yd	S	7.9	10.3	11.0	10.7	10.3	9.7
LYd	DQS	9.6	10.1	10.9	10.1	9.3	8.6
Ydd	S	-2.9	4.6	5.9	5.6	5.1	4.3
Yd	DQS_{55}	-0.4	4.7	5.4	4.7	3.9	3.1
W	S	9.0	7.7	9.4	10.0	10.4	10.3
	DQS	8.4	8.2	9.8	9.8	9.8	9.2

3.a Foreløbig konklusion

Ovenstående viser, at de to modeller i al væsentlighed er meget ens. Af variable i afsnit 3, der tilsyneladende har et forskelligt forløb, er den første, der springer i øjnene, formentlig saldoen på betalingsbalancens løbende poster, Enl, som ligger på et væsentligt lavere niveau i (S) end i (J). Denne tilsyneladende forskel i forløb opstår dog overvejende s.f.a. en lavere vækstrate for de (endogent) bestemte eksportpriser i (S) i 1980 og tildels i 1981 end i (J), hvorved eksportpriserne kommer til at ligge på et lavere niveau gennem hele perioden. Udviklingen i den samlede mængdemæssige eksport er, som det ses, stort set sammenfaldende. Hvis eksportpriserne derfor blev justeret op svarende til forløbet i DQS-kørslen, ville eksporten i årets priser alt andet lige blive forøget med 2½-3 mia i hvert af årene.
De eksogent indlagte importpriser ses endvidere at være lidt i overkanten af DQS's for 1980 og blev disse dæmpet, ville importen falde med ca. ½ mia forudsat uændret mængdemæssig import. I praksis er alt andet selvfølgelig ikke lige, men den samlede effekt på udenrigsomsætningen af ændrede prisforudsætninger vil formentlig ligge i størrelsesordenen 2-3 mia kr. årligt.
Ca 2½ mia af forskellen mellem de to kørsler i saldoen for varer og tjenester, Envd, kan således umiddelbart forklares, jf. omstående oversigt:

		1980	1981	1982	1983	1984	1985
Envd	S	-10.300	-7.300	-8.850	-10.800	-12.200	-11.800
Envd	DQS	-5.800	-3.100	-5.550	-7.850	-9.200	-8.250
Difference		-4.500	-4.200	-3.300	-2.950	-3.000	-3.550

Hvad angår de øvrige eksogene variable på betalingsbalancen gør der sig mindre forskelle gældende, men disse forskelle beror dog alene på afvigelser mellem DQS's 1979-værdier for de pågældende variable og de i den nye databank indlagte samt på den måde, hvorpå de variable er fremskrevet, jf. de tekniske forudsætninger s. 3. At renteoverførslerne er forskellige skyldes selvfølgelig tillige forskelle i de kumulerede underskud.

Septemberversionen synes en smule mere ekspansiv end (J). Her er det især forbruget og ikke mindst investeringerne, der vokser kraftigere end i (J). Det private forbrug er i de første år af fremskrivningsperioden i (J) præget af kraftige nedjusteringer og p.gr.a. den større vægt til boliger skal (S) udvise større forbrugsvækst end (J) i lavkonjunkturår.

Forløbet i priserne er bortset fra de allerede omtalte og investeringspriserne nogenlunde ens. Det bør bemærkes, at der som det eneste tilfælde i (S) er indsat justeringsled i sektorbasisprisen for N-sektoren, (+0.05 i årene 1980-85).

Hvad angår transfereringerne skal forskellen i udviklingen ses i lyset af den lidt forskellige udvikling i beskæftigelse og ledighed.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

24. november 1979
EV/ev

Prisvirkningen af en stigning i lna på 1 pct. i ADAM, september 1979-versionen

1. Indledning

En models egenskaber testes ofte ved fx at udføre en række multiplikatorberegninger visende virkningen på en række centrale endogene variable af ændringer i bestemte eksogene variable. I disse simulationer indgår hele modellens ligningssystem, og det kan derfor undertiden være vanskeligt at vurdere virkemåden af bestemte dele af modellen isoleret.

Nedenfor refereres et forsøg på at afdække nogle egenskaber ved modellens prissystem, idet det undersøges, hvor kraftig en afsmitning en 1 pct højere værdi af den eksogene variabel, lna, timelønnen i industrien, vil afstedkomme på modellens sektorpriser og priserne på efterspørgselskomponenterne. Analysen er forenklet i sammenligning med traditionelle multiplikatoranalyser, idet der alene ses på prissystemet løsrevet fra den øvrige model; modellens reale størrelser som fx beskæftigelse og produktionsværdier - og dermed produktiviteten - samt den reale efterspørgsel forudsættes således uændrede trods forudsætningen om en alternativt højere timeløn. Blandt lønsatserne tænkes alene lna ændret.[1)]

Forudsætningerne for beregningerne skitseres nedenfor i afnsit 2 mens resultaterne vises i afsnit 3.

2. Beregningsforudsætninger

Med udgangspunkt i værdier af lønsats og priser for 1978 analyseres virkningen af en ændring af lna på 1 pct.

Da modellen alene indeholder stokastisk specificerede relationer for sektor-basis-priserne for N, B og Q-sektoren, jf. ADAM, september 1979 - en oversigt, bilag 1, relationerne 11., 15. og 19. - alle indeholdende lna som forklarende variabel, er alene taget udgangspunkt i disse relationer. Sektorpriserne fås herfra ved at tillægge punktafgifter og moms, jf. modellens relationer 12., 16. og 20. Da der ikke tænkes ændringer i punktafgifterne, fås 3 ligninger til bestemmelse af 3 ubekendte sektorpriser.

---

1) Modellens øvrige lønsatser indgår ikke som forklarende variable i modellens sektorprisrelationer. En undtagelse er dog lo, der indgår i bestemmelsen af pxo; lo er i det følgende forudsat uændret.

På grund af lagget i råstofprisudtrykket pvpxn, pvpxb og pvpxq skelnes der mellem kort- og langtidsvirkninger af lønændringer. I korttidsvirkningerne indgår ændringen i sektorpriserne med kun 3/4 af de absolutte ændringer i sektorpriserne, mens sektorpriserne indgår med fuld vægt i råstofprisudtrykket ved beregning af priseffekten på langt sigt.

2.a Korttidsberegningen

For N-sektoren fås følgende ligning til beregning af ændringen i sektorprisen s.f.a. ændringen i lna. Ændringen i de variable betegnes med et foranstillet Δ.

(1a) $\Delta pxn = \{0.75(0.0082\Delta pxb + 0.1024\Delta pxq) + 0.001559 \cdot 1.2712 \cdot k_n(1978) \cdot \Delta lna\}(1+btgxb \cdot t$

hvor hjælpevariablen $k_n = Hnn \cdot (0.8 \cdot \frac{Qn}{fXn} + 0.1 \frac{Qn(-1)}{fXq(-1)} + 0.1 \frac{Qn(-2)}{fXn(-2)})$

Indsættes 1978-værdierne af k_n, $\Delta lna = 0.01 \cdot lna = 0.4804$, samt btgxn og tg fås:

(1b) $\Delta pxn = (0.00615\Delta pxb + 0.0768 \cdot \Delta pxq + 0.006508) \cdot (1 + 0.002599 \cdot 0.1856)$

eller

(1c) $\underline{\Delta pxn = 0.00615\Delta pxb + 0.07684\Delta pxq + 0.006511}$

For B-sektoren fås analogt:

(2a) $\Delta pxb = \{0.75(0.2254\Delta pxn + 0.1341\Delta pxq) + 0.00292 \cdot k_b(1978) \cdot \Delta lna\}(1+btgxb \cdot tg)$

hvor $k_b = Hnn \cdot (0.5 \frac{Qb}{fXb} + 0.3 \frac{Qb(-1)}{fXb(-1)} + 0.2 \frac{Qb(-2)}{fXb(-2)})$

således at

(2b) $\Delta pxb = (0.16905 \cdot \Delta pxn + 0.10058\Delta pxq + 0.013807) \cdot (1+0.001005 \cdot 0.1856)$

eller

(2c) $\underline{\Delta pxb = 0.16908 \cdot \Delta pxn + 0.10059 \cdot \Delta pxq + 0.01381}$

For Q-sektoren fås:

(3a) $\Delta pxq = \{0.75(0.0848 \cdot \Delta pxn + 0.0247 \cdot \Delta pxb) + 0.001252 \cdot 1.3093 \cdot k_c(1978) \cdot \Delta lna\}(1 + btgxq\ tg)$

hvor $k_c = (0.7Ha+0.2Ha(-1)+0.1Ha(-2)) \cdot (0.8\frac{Qq}{fXq} + 0.1\frac{Qq(-1)}{fXq(-1)} + 0.1 \frac{Qq(-2)}{fXq(-2)})$

således at

(3b) $\Delta pxq = (0.00636 \cdot \Delta pxn + 0.01853 \cdot \Delta pxb + 0.01463) \cdot (1 + 0.03697 \cdot 0.1856)$

eller

(3c) $\underline{\Delta pxq = 0.00640 \cdot \Delta pxn + 0.01865 \cdot \Delta pxb + 0.01473}$

Af (1c), (2c) og (3c) fås:

$$
\begin{aligned}
& 1 \cdot \Delta pxn - 0.00615 \cdot \Delta pxb - 0.07684 \cdot \Delta pxq = 0.00651 \\
(4) \quad & -0.16908 \cdot \Delta pxn + 1 \cdot \Delta pxb - 0.10059 \cdot \Delta pxq = 0.01381 \\
& -0.00640 \cdot \Delta pxn - 0.01865 \cdot \Delta pxb + 1 \cdot \Delta pxq = 0.01473
\end{aligned}
$$

Ligningssystemet (4) bestående af 3 ligninger med 3 ubekendte bestemmer dernæst den absolutte ændring i sektorpriserne.

2.b Langtidsberegningen

(5) $\Delta pxn = (0.0082 \cdot \Delta pxb + 0.1024 \cdot \Delta pxq + 0.006508) \cdot 1.00048$
$\underline{= 0.0082 \cdot \Delta pxb + 0.10255 \cdot \Delta pxq + 0.00651}$

(6) $\Delta pxb = (0.2254 \cdot \Delta pxn + 0.1341 \cdot \Delta pxq + 0.013807) \cdot 1.000187$
$\underline{= 0.22544 \cdot \Delta pxn + 0.13413 \cdot \Delta pxq + 0.01391}$

(7) $\Delta pxq = (0.0848 \cdot \Delta pxn + 0.0247 \cdot \Delta pxb + 0.014631) \cdot 1.00682$
$\underline{= 0.08538 \cdot \Delta pxn + 0.02487 \cdot \Delta pxb + 0.01473}$

hvoraf fås:

$$
\begin{aligned}
& 1 \cdot \Delta pxn - 0.00820 \cdot \Delta pxb - 0.10255 \cdot \Delta pxq = 0.00651 \\
(8) \quad & -0.22544 \cdot \Delta pxn + 1 \cdot \Delta pxb - 0.13413 \cdot \Delta pxq = 0.01391 \\
& -0.08538 \cdot \Delta pxn - 0.02487 \cdot \Delta pxb + 1 \cdot \Delta pxq = 0.01473
\end{aligned}
$$

til bestemmelse af Δpxn, Δpxb og Δpxq.

3. Beregningsresultater

3.a Beregningsformler til bestemmelse af prisændringer for efterspørgselskomponenterne

Med kendskab til løsningsværdierne for Δpxn, Δpxb og Δpxq kan nu - givet at ingen af de øvrige sektor- eller importpriser ændrer sig - beregnes hvor store ændringer der ville fremkomme i priserne på modellens efterspørgselskomponenter. Ændringerne beregnes ud fra følgende formler, jf. modellens relationer 23. - 67. ax'er og kp'er indgår med værdierne i 1978.

$\Delta pcf = (axncf \cdot \Delta pxn + axqcf \cdot \Delta pxq) \cdot kpcfb \cdot (1+btgf \cdot tg)$

$\Delta pcn = (axncn \cdot \Delta pxn + axqcn \cdot \Delta pxq) \cdot kpcnb \cdot (1+btgn \cdot tg)$

$\Delta pci = (axnci \cdot \Delta pxn + axqci \cdot \Delta pxq) \cdot kpcib \cdot (1+btgi \cdot tg)$

$\Delta pce = (axnce \cdot \Delta pxn + axqce \cdot \Delta pxq) \cdot kpceb \cdot (1+btge \cdot tg)$

$\Delta pcg = (axncg \cdot \Delta pxn + axqcg \cdot \Delta pxq) \cdot kpcgb \cdot (1+btgg \cdot tg)$

$\Delta pcb = (axncb \cdot \Delta pxn + axqcb \cdot \Delta pxq) \cdot kpcbb \cdot (1+btgb \cdot tg) \cdot (1+trb)$

$\Delta pcv = (axncv \cdot \Delta pxn + axqcv \cdot \Delta pxq) \cdot kpcvb \cdot (1+btgv \cdot tg)$

$\Delta pcr = (axncr \cdot \Delta pxn + axqcr \cdot \Delta pxq) \cdot kpcrb \cdot (1+btgr \cdot tg)$

$\Delta pck = axqck \cdot \Delta pxq \cdot kpckb \cdot (1+btgk \cdot tg)$

$\Delta pcs = axqcs \cdot \Delta pxq \cdot kpcsb \cdot (1+btgs \cdot tg)$

$\Delta pcy = (axncy \cdot \Delta pxn + axbcy \cdot \Delta pxb + axqcy \cdot \Delta pxq) \cdot kpcyb \cdot (1+btgy \cdot tg)$

$\Delta pim = (axnim \cdot \Delta pxn + axqim \cdot \Delta pxq) \cdot kpimb) \cdot (1+btgim \cdot tg) \cdot (1+trim)$

$\Delta pib = (axbib \cdot \Delta pxb + axqib \cdot \Delta pxq) \cdot kpibb) \cdot (1+btgib \cdot tg)$

$\Delta pipb = \Delta pib \cdot kpipb$

$\Delta pipm = \Delta pim \cdot kpipm$

$\Delta pio = (1-bfio) \cdot \Delta pib \cdot kpio + bfio \cdot \Delta pim \cdot kpio$

$\Delta pih = \Delta pib \cdot kpih$

$\Delta pil = (axnil \cdot \Delta pxn + axqil \cdot \Delta pxq) \cdot kpil$

$\Delta pes = (axnes \cdot \Delta pxn + axqes \cdot \Delta pxq) \cdot kpes$

$\Delta pe01 = (axne0 \cdot \Delta pxn + axqe0 \cdot \Delta pxq) \cdot kpe01$

$\Delta pe24 = (axne2 \cdot \Delta pxn + axqe2 \cdot \Delta pxq) \cdot kpe24$

$\Delta pe3 = (axne3 \cdot \Delta pxn + axqe3 \cdot \Delta pxq) \cdot kpe3$

$\Delta pey = axney \cdot \Delta pxn \cdot kpey$

$\Delta pe59 = (axne5 \cdot \Delta pxn + axqe5 \cdot \Delta pxq) \cdot kpe59$

$\Delta pet = (0.25 \cdot \Delta pcf + 0.15 \cdot \Delta pcn + 0.10 \cdot \Delta pci + 0.06 \cdot \Delta pcg + 0.12 \cdot \Delta pcv + 0.08 \cdot \Delta pck + 0.23 \cdot \Delta pcs + 0.01 \cdot \Delta pcr) \cdot kpet$

$\Delta Cp = fCf \cdot \Delta pcf + fCn \cdot \Delta pcn + fCi \cdot \Delta pci + fCe \cdot \Delta pce + fCg \cdot \Delta pcg + fCb \cdot \Delta pcb + fCv \cdot \Delta pcv + fCr \cdot \Delta pcr + fCk \cdot \Delta pck + fCs \cdot \Delta pcs - fEt \cdot \Delta pet.$

$\Delta pcp = \Delta Cp / fCp$

Nedenfor vises kort- og langtidsvirkningen af en 1 pct højere værdi af lna i 1978,målt som den absolutte ændring, jf. kolonne (1), og den procentvise ændring i forhold til 1978-værdien, jf. kolonne (2).

	KORTTIDSVIRKNING		LANGTIDSVIRKNING	
	(1)	(2)	(1)	(2)
pxn	0.0078	0.394	0.0083	0.419
p b	0.0166	0.724	0.0179	0.781
pxq	0.0151	0.696	0.0159	0.733
pcf	0.0090	0.410	0.0096	0.434
pcn	0.0039	0.223	0.0041	0.236
pci	0.0078	0.406	0.0083	0.429
pce	0.0056	0.199	0.0060	0.210
pcg	0.0034	0.158	0.0036	0.166
pcb	0.0061	0.274	0.0064	0.289
pcv	0.0070	0.391	0.0074	0.413
pcr	0.0146	0.642	0.0153	0.677
pck	0.0095	0.541	0.0100	0.570
pch	-	-	-	-
pcs	0.0134	0.593	0.0141	0.624
pct	-	-	-	-
pcy	0.0112	0.531	0.0119	0.562
pim	0.0047	0.253	0.0050	0.268
pib	0.0164	0.706	0.0177	0.761
pipm	0.0047	0.253	0.0050	0.268
pipb	0.0158	0.706	0.0171	0.761
pio	0.0135	0.616	0.0145	0.663
pih	0.0169	0.706	0.0182	0.761
pil	0.0040	0.210	0.0042	0.223
pes	0.0092	0.504	0.0097	0.531
pe01	0.0070	0.380	0.0074	0.403
pe24	0.0060	0.309	0.0063	0.328
pe3	0.0036	0.121	0.0038	0.128
pey	0.0077	0.394	0.0082	0.419
pe59	0.0079	0.440	0.0084	0.467
pcp	0.0061	0.297	0.0064	0.314

3.c Kommentarer

Det ses, at sektorprisen ændres væsentligt mere i B- og Q-sektoren end i fremstillingsvirksomhed, hvilket også på forhånd måtte ventes, da disse erhverv har en væsentlig mindre råstof- og importkvote.

For privatforbrugets vedkommende fås en overvæltning på priserne på ca 0.3 pct for en 1 pct stigning i lna. Prisvirkningen på de enkelte komponenter er dog forskellig - mindst for de stærkt afgiftsbelagte komponenter og de importtunge og størst for de komponenter, hvis tjenesteindhold er stort. Ved beregningen af stigningen i pcp er de enkelte forbrugskomponenters andele af det samlede forbrug i 1978 anvendt som vægte.

For investeringernes vedkommende er priseffekten størst for bygninger og anlæg og mindre for maskiner.

Den lave værdi for pe3 skyldes det store importindhold.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

30. oktober 1979
EV/ev

Forbrugsfunktionerne i ADAM, september 1979-version

1. Oversigt

I forhold til tidligere versioner af ADAM er der i september-versionen af ADAM ikke på forhånd tilstræbt afgørende nydannelser, hvad angår det teoretiske grundlag for specifikationen af forbrugsfunktionerne. Dette afspejler ikke, at der ikke kan fremsættes væsentlig kritik mod de hidtil anvendte forbrugsfunktioner, men snarere, at de tidsmæssige rammer sat for tilvejebringelsen af en modelversion baseret på nyt nationalregnskab gjorde det nødvendigt i en vis udstrækning at anvende gamle og prøvede specifikationer. I planerne for det videre arbejde med modeludviklingen, jf. arbejdsudvalgets rapport, indgik også, at mere omfattende modelrevisioner ville stille en række krav til datamaterialets karakter og her specielt til tidsseriernes længde; at forsøge sig med nye specifikationer på de korte officielle serier dækkende perioden 1966-73 ville således formentlig være hasarderet, og at bygge nye specifikationer op omkring de i praksis benyttede serier (hvor årene 1948-65 har en uofficiel status konstrueret ud fra det gamle SU-7 nationalregnskab og variable i ADAMBANK) syntes ligeledes at være uhensigtsmæssigt.

Afgørende nye træk i de her fremlagte forbrugsfunktioner er således ikke af teoretisk art, men er især at finde i bl.a. den valgte komponentafgrænsning og i, at forbrug af fødevarer nu er endogeniseret, jf. afsnit 4.

I afsnit 2 tænkes datagrundlaget og de to vigtigste forklarende variable omtalt. Dernæst følger i afsnit 3 en skitse af det teoretiske grundlag for specifikationen af relationerne for ikke-varige varer og tjenester og for varige varer. Estimationsresultater for de enkelte relationer fremlægges i afsnit 4, og i afsnit 5 analyseres resultaterne nærmere, idet der vises beregninger af forbrugskvoter og af indkomst- og priselasticiteter for de udvalgte forbrugsfunktioner. Der ses endvidere kort på relationernes fremskrivningsegenskaber i perioden 1974-78.

Notatet udgør for afsnittene 2, 3 og 4 en sammenskrivning af notater af 21. marts 1978, 5. juni 1979 og 11. september 1979.

2. Datagrundlag og variabeldefinitioner

2.a. Forbrugskomponenterne

ADAMs 12 forbrugskomponenter for det private forbrug fremkommer ud fra simple aggregeringer af nationalregnskabets 64 forbrugskategorier. I opdelingen af det samlede forbrug (i 1970-priser), fCp, skelnes mellem varige og ikke-varige varer samt tjenester:

		Forbrugsandele[1)]		
ikke-varige varer:		1966	1973	1978*
fCf	forbrug af fødevarer	.216	.174	.166
fCn	forbrug af nydelsesmidler	.090	.094	.094
fCi	forbrug af øvrige ikke-varige varer	.144	.133	.121
fCe	forbrug af brændsel	.047	.043	.042
fCg	forbrug af benzin og olie til køretøjer	.021	.027	.027
tjenester:				
fCk	forbrug af kollektiv transport og kommunikation	.039	.035	.035
fCs	forbrug af øvrige tjenester	.134	.111	.090
fCt	forbrug af turistrejser	.034	.039	.048
fCh	forbrug af boligydelser (husleje)	.110	.154	.202
fCr	forbrug af reparation og vedligeholdelse af varige varer	.029	.034	.029
varige varer:				
fCb	Anskaffelse af køretøjer	.044	.046	.045
fCv	forbrug af øvrige varige varer	.092	.110	.101
	I alt	1.000	1.000	1.000

Det private forbrug på dansk område kaldes fCpdk og udgøres af summen af ovenstående forbrugskomponenter ekskl. forbrug af turistrejser:

(1) $fCpdk = fCf + fCn + fCi + fCe + fCg + fCk + fCs + fCh + fCr + fCb + fCv$

Det samlede forbrug fås da ved at lægge forbrug af turistrejser til og trække valutaudlændinges turistudgifter i Danmark fra:

(2) $fCp = fCpdk + fCt - fEt$

2.b. Behandlingen af turistrejserne

Måden at behandle turistrejserne på er ny. Forbrug

1) defineret ved $(fCx-a_x fEt)/fCp$, jf. afsnit 2.b.

af turistrejser i udlandet svarer nu definitorisk til importkomponenten import af turistrejser, fMt, i modsætning til tidligere, hvor der i importkomponenten også var indeholdt offentlige udgifter til bl.a. tjenesterejser i udlandet. Også behandlingen af turistindtægterne er anderledes. I SU-7 nationalregnskabet var der foretaget en fordeling på en række forbrugskomponenter af udenlandske turisters forbrug på dansk område. Dette er ikke tilfældet i det nye nationalregnskab, hvori det samlede private forbrug i Danmark og dets underkomponenter også indeholder udlændinges forbrug på dansk område.

I stedet for at estimere forbrugsrelationer på de komponenter, der fremkommer ved aggregering af nationalregnskabets konsumgrupper- hvorved ændringer i eksporten af turistrejser ikke vil komme til at slå ud i de konsumkategorier, hvor udlændinges forbrug især må formodes at falde - besluttedes det at benytte et oplæg, hvor forbrugskomponenterne reduceres med udlændinges forbrug her i landet. Kendskab til hvorledes udenlandske turisters forbrug her i landet fordeler sig på komponenter haves imidlertid ikke; en på skøn baseret fordelingsnøgle er derfor lagt til grund. Denne fordelingsnøgle afspejler, at der formentlig er visse forbrugskategorier, der ikke er genstand for udenlandske turisters køb.

Princippet bag de følgende variabeldefinitioner er da, at der fra de enkelte forbrugskomponenter, fCx, fratrækkes en over tiden konstant andel af de samlede turistindtægter, a_xfEt, hvor $\Sigma a_x = 1$. De derved fremkomne variable er dernæst udgangspunkt for de estimationer, der nedenfor skal refereres:

(3) $D(fCx - a_x fEt) = f_x(\text{forklarende variable})$

Flyttes leddet a_xfEt over på højresiden af (3) og estimeres parametrene til de forklarende variable, bindes koefficienten til DfEt til den a priori fastsatte, jf. tabel 1.

Tabel 1. A priori fastsatte værdier for a_x:

Ikke-varige varer		Tjenester		Varige varer	
x:		x:		x:	
f	0.25	k	0.08		
n	0.15	s	0.23		
i	0.10	t	0.00	b	0.00
e	0.00	h	0.00	v	0.12
g	0.06	r	0.01		

I ligningssystemet optræder relationerne på formen:

(4) $fCx = f_x(\text{forklarende variable}) + a_x D fEt - fCt(-1)$

2.c. Væsentlige forklarende variable

Som determinanter for forbruget indgår nu som i tidligere versioner først og fremmest et udtryk for den deflaterede disponible indkomst, Ydd, og de relative priser. Beskrivelsen af forbrug af boligydelser (husleje) afviger herfra, jf. afsnit 4.e.5.

2.c.1. Disponibel indkomst

Den disponible indkomst, Yd, er defineret som summen af bruttofaktorindkomsten, Yf, indkomstoverførslerne, T, og den private sektors nettorenteindtægter, Tipn, fratrukket de direkte skatter, Sd, og det private forbrug af boligydelser pch·fCh:

(5) $Yd = Yf + T + Tipn - Sd - pch \cdot fCh$

Begrundelsen for også at fratrække den overvejende imputerede størrelse boligydelser, er dels huslejepostens meget kraftige vækst gennem perioden, hvilket ville kunne give anledning til instabilitet i forbrugsfunktionerne
dels at huslejeudgiften har karakter af "fast" udgift, således at det er indkomsten fratrukket huslejen, der er argument i bestemmelsen af forbruget i øvrigt.

Et indeks for prisen på det private forbrug ekskl. forbrug af boligydelser er brugt ved deflatering af (5):

(6) $Ydd = Yd/pcpxh$

I lighed med En model er der defineret en række sammenvejede indkomstudtryk, i hvilke en række a priori fastlagte vægte benyttes. Af de nedenfor i (7) nævnte er vægtfordelingen i de tre første udtryk identisk med de forslag, der har været anvendt i estimationsfasen forud for opstillingen af tidligere modelversioners forbrugfunktioner, jf. udtrykkene med suffix A, B og C. De øvrige er tænkt som supplement til disse for at få en vifte af muligheder med en lidt større forskel i vægtfordelingen at vælge imellem.

$$
\begin{aligned}
&YddA = 0.5\ Ydd + 0.3\ Ydd(-1) + 0.2\ Ydd(-2)\\
&YddB = 0.7\ Ydd + 0.2\ Ydd(-1) + 0.1\ Ydd(-2)\\
(7)\quad &YddC = 0.8\ Ydd + 0.1\ Ydd(-1) + 0.1\ Ydd(-2)\\
&YddD = 0.4\ Ydd + 0.4\ Ydd(-1) + 0.2\ Ydd(-2)\\
&YddE = 0.5\ Ydd + 0.5\ Ydd(-1)
\end{aligned}
$$

Mod de anvendte lagfordelinger kan dog stadig indvendes, at springet i vægtene mellem den ulaggede og den én periode laggede variabel er ganske stort (1/1, 5/3, 7/2 og 8/1), men da det potentielle antal lagfordelinger i princippet er ubegrænset er

grænsen for referancerammen sat ved disse.

Korrelationen med Ydd ser for de 5 variable således ud, idet variablene er udtrykt i årlige ændringer:

	A	B	C	D	E	
DYdd	0.81	0.96	0.99	0.64	0.67	(1951-73)

Nedenfor er ligeledes for perioden 1951-73 vist korrelationen mellem den løbende værdi af Ydd og den en og to perioder laggede:

	DYdd(-1)	DYdd(-2)
DYdd	-0.11	-0.13
DYdd(-1)		-0.16

Dette resultat synes ikke på forhånd at udelukke, at visse af forbrugsrelationerne skulle kunne indeholde både ulaggede og laggede indkomstudtryk som forklarende variabel, uden at disse behøver at indgå i sammenvejet form.

2.c.2 Relative priser

De relative priser udtrykkes i det følgende som forholdet mellem prisen på forbrugskomponenten og ovennævnte deflator for det samlede private forbrug eksklusive forbrug af boligydelser. Foruden disse forklarende variable - inklusive laggede værdier heraf - er der også taget udgangspunkt i en række sammenvejninger af priserne. Filosofien bag disse er, at forbrugernes adfærd kan tænkes at være sådan, at en relativ prisændring kun i kortere tid vil hæmme forbruget, hvorfor en vægtfordeling som antydet nedenfor bedre tænkes at fange ændringer i forbruget af varer - for hvilke forbrugsvanerne er mere dybtliggende - end forsøg alene med de relative priser med og uden lag:

(8)
$$pcx/pcpxh - 0.5\ pcx(-1)/pcpxh(-1)$$
$$pcx/pcpxh - 0.3\ pcx(-1)/pcpxh(-1)$$
$$pcx/pcpxh - 0.1\ pcx(-1)/pcpxh(-1)$$

3. Skitse af grundspecifikationen

Som antydet i afsnit 2.c lægges der i specifikationen af de enkelte forbrugsfunktioner afgørende vægt på de dynamiske aspekter, idet der tages udgangspunkt i en hypotese om en vis forsinkelse i forbrugernes reaktion på ændringer i indkomsten og evt. i priserne. Der sker i den forbindelse ikke nogen opdeling

af den disponible indkomst på funktionelle indkomstkategorier, hvilket tidligere, jf. En model s. 73, har været begrundet med fravær af en statistisk opgørelse af restindkomsterne på selvstændige og selskaber og en tilsvarende opdeling af de direkte skatter, hvorved man må opgive at anvende disponibel indkomst som forklarende variabel.

3.a. Forbrug af ikke-varige varer samt tjenester

Ønsket om en høj grad af overensstemmelse i sættet af forklaringsfaktorer er bibeholdt. For alle komponenters vedkommende er således taget udgangspunkt i en specifikaton, hvor den disponible indkomst med og uden lag - eller a priori sammenvejet - indgår lineært og additivt med de relative priser:

$$(9) \qquad DfCx = \alpha_x + \sum_{i=0}^{k} \beta_{x_i} \cdot DYdd(-i) + \sum_{i=0}^{h} \psi_{x_i} \cdot D\left(\frac{pcx}{pcpxh}(-i)\right) + \varepsilon_x \qquad x = f,n,i,e,g\ k,s,t,r$$

Lagstrukturen er på forhånd ukendt. Yderligere forklarende variable er i visse tilfælde forsøgt anvendt i tilknytning til disse, jf. omtalen af de enkelte forbrugskomponenter i afsnit 4. Forventningerne til fortegnet for de ukendte parametre β_x og ψ_x er på forhånd, at $\Sigma\beta_{x_i}$ er positiv mens $\Sigma\psi_{x_i}$ er negativ.

Det ses, at en sådan lineær beskrivelse implicerer, at en given absolut ændring af indkomsten - uanset hvilke forbrugere ændringen berører - giver anledning til samme absolutte ændring af forbruget uanset udgangsniveauet for indkomsten. En analog reaktion impliceres ved ændringer i de relative priser. Dermed fås fx en over tiden stigende kort- og langtids indkomst-elasticitet, såfremt komponentens andel af den disponible indkomst er aftagende, jf. også afsnit 5.

3.b. Forbrug af varige varer

Udgangspunkt tages her i et investeringsteoretisk oplæg delvis baseret på kapitaltilpasningsprincippet, ifølge hvilket tidligere anskaffelser (beholdninger) øver en dæmpende indflydelse på et givet års forbrug, jf. En model afsnit 4.3. Specifikationen, der bygger på en modificeret udgave af kapitaltilpasningsprincippet, forudsætter, at der ikke sker en øjeblikkelig tilpasning af forbrugskøbene

s.f.a. ændringer i indkomsten bl.a. p.gr.a. den typiske manglende delelighed af goderne. En anden forudsætning er, at forbrugsudgifterne kan opfattes som bruttoforbrug, og at reinvesteringerne (afskrivningerne) kan forventes at være proportionale med beholdningen ved indgangen til perioden.

I modsætning til tidligere er udgifterne til løbende reparation af varige varer skilt ud fra anskaffelserne og disse beløb indgår nu i fCr.[1)]

I det følgende gives en kort begrundelse for den anvendte specifikation, jf. (14). Bestemmes nettoinvesteringerne i overensstemmelse med kapitaltilpasningsprincippet, og antages afskrivningerne at være proportionale med beholdningen ved periodens begyndelse, fås, idet $K_x^{\emptyset}$ betegner den ønskede beholdning, af det pågældende gode ved periodens slutning og b og δ er parametre:

(10) fCx = nettoinvesteringer i varige varer + afskrivninger på varige varer

eller mere specifikt:

(11) $$fCx = b(K_x^{\emptyset} - K_x(-1)) + \frac{1}{\delta}K_x(-1)$$

Trækkes $fCx(-1) = b(K_x^{\emptyset}(-1) - K_x(-2)) + \frac{1}{\delta}K_x(-2)$ fra på begge sider af (11) fås:

(12) $$DfCx = b(K_x^{\emptyset} - K_x(-1)) + (\frac{1}{\delta} - b)(K_x^{\emptyset}(-1) - K_x(-2))$$

Eftersom nettoinvesteringerne er lig forskellen mellem beholdningen ved slutningen og begyndelsen af perioden, $K_x - K_x(-1)$, fås, at $K_x(-1) - K_x(-2)$ er lig den laggede nettoinvestering, hvorfor

(13) $$DfCx = b(K_x^{\emptyset} - K_x^{\emptyset}(-1)) + \frac{1}{\delta}(K_x(-1) - K_x(-2)) - b(K_x(-1) - K_x(-2))$$

eller

$$DfCx = b(K_x^{\emptyset} - K_x^{\emptyset}(-1)) + \frac{1}{\delta}(b(K_x^{\emptyset}(-1) - K_x(-1))) - b(K_x(-1) - K_x(-2))$$

så

$$DfCx = b(K_x^{\emptyset} - K_x^{\emptyset}(-1)) + \frac{b}{\delta}K_x^{\emptyset}(-1) - b(\frac{1}{\delta}K_x(-1) + K_x(-1) - K_x(-2))$$

Da $\frac{1}{\delta}K_x(-1)$ er den én periode laggede værdi af afskrivningerne og $K_x(-1) - K_x(-2)$ er den laggede nettoinvestering, er leddet $\frac{1}{\delta}K_x(-1) + (K_x(-1) - K_x(-2))$ lig den laggede bruttoinvestering, hvorfor

(14) $$DfCx = b(K_x^{\emptyset} - \frac{\delta - 1}{\delta}K_x^{\emptyset}(-1) - fCx(-1))$$

jf. også (3.2.9) i En model.

---

1) I tidligere versioner af ADAM afspejlede parameteren δ nedenfor både afskrivning og reparation og vedligeholdelse.

Den ønskede beholdning $K_x^{\emptyset}$ forudsættes at være en liniær funktion af den deflaterede disponible indkomst, de relative priser og obligationskursen, ko:

$$(15) \qquad K_x^{\emptyset} = \phi \; Ydd + \lambda \frac{pcx}{pcpxh} + \omega ko + \eta$$

Indkomst, relative priser samt obligationskursen kan tænkes at skulle indgå med lag, afspejlende, at forventningerne dannes ud fra fortidige værdier af de pågældende variable.

4. Estimationsresultater

4.a. Afgrænsning af estimationsperioden

Fraværet af lange tidsserier for forbrug, indkomst og relative priser på nyt nationalregnskabsgrundlag førte til en række overvejelser over hvilken estimationsperiode, der burde anvendes i estimationsrunden. Perioden 1966-73, som forelå offentliggjort, var åbenbar for kort og data forud for 1966 måtte derfor inddrages, jf. afsnit 1. De første beregninger tog udgangspunkt i dataserier helt tilbage til 1948, idet dog estimationsperioden p.gr.a. opstart af lags afgrænsedes til 1951-73. Denne periodeafgrænsning blev siden fastholdt. En række forsøg blev dog udfoldet for om muligt at afsløre, om de afstemte år 1966-73 evt. burde tillægges større vægt i beregningerne, end de i hovedsagen på grundlag af det gamle nationalregnskab dannede. Bestræbelserne gik ud på at danne en "pseudo"-estimationsperiode, hvori observationer for 1966-73 blev tillagt en arbitrær dobbelt vægt. Dette skete ved at lægge variabelværdier for 1966-73 "i halen" på perioden 1951-73. Estimationsforsøg syntes dog ikke at antyde væsentlige forskelle i resultaterne, idet det i så godt som alle tilfælde var de samme forklarende variable som faldt "bedst" ud. Koefficientestimaterne syntes endvidere ikke ved denne sammenligning at blive væsentligt forskellige fra de, der opnåedes ved perioden 1951-73. De største variationer viste sig i koefficienterne til de relative priser. På baggrund af disse erfaringer fastholdtes perioden 1951-73. Det bør bemærkes, at der ikke er forsøgt med kortere estimationsperiode end denne og endvidere, at der ikke har været inddraget observationer efter 1973 til test af relationerne forud for udvælgelsen af de i det efterfølgende viste relationer.

4.b. Niveauestimation

Allerede på et indledende stadium i estimationsprocessen syntes estimationsresultater for en simpel makroforbrugsfunktion med variablene udtrykt i niveau

at kunne føre til mere tilforladelige koefficientestimater til indkomstudtrykkene end tilsvarende forsøg med de variable udtrykt i årlige ændringer. Langsigts-makroforbrugskvoten for forbruget eksklusive husleje, her kaldet fCpxh, blev i niveau estimeret til ca. 0.7 mod godt 1.0 i årlige ændringer, jf. AMC, 18/02/79, s. 12:

(16) $$fCpxh = \underset{(557)}{3714} + \underset{(0.07)}{0.38}\ Ydd + \underset{(0.09)}{0.25}\ Ydd(-1) + \underset{(0.08)}{0.7}\ Ydd(-2)$$

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 700.4 \qquad R^2 = 0.997 \qquad DW = 1.77$

$$DfCpxh = \underset{(382)}{-742} + \underset{(0.08)}{0.58}\ DYdd + \underset{(0.08)}{0.29}\ DYdd(-1) + \underset{(0.09)}{0.17}\ DYdd(-2)$$

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 835.0 \qquad R^2 = 0.745 \qquad DW = 2.46$

Der var endvidere antydning af, at residualspredningen blev mindre med niveau-variable; sammenligningen vanskeliggøres dog af, at estimationsperiodens længde faktisk er forskellig i de to tilfælde, og der er ikke her gjort forsøg på at korrigere herfor. At undersøge hvorledes sagen stillede sig for de enkelte forbrugskomponenter var dog påkrævet.

Med variablene udtrykt i niveau fremkom der imidlertid en række utilfreds-stillende resultater, hvilket vel på forhånd ikke var uventet, da der kunne frygtes tilstedeværelse af multikollinearitet. Der var stort set tale om analo-ge problemer for alle komponenters vedkommende. Først og fremmest var det yderst vanskeligt om overhovedet muligt at opnå koefficientestimater til de relative priser, der var signifikante og negative, og i tilfælde, hvor dette lykkedes, måtte også den laggede relative pris medtages blandt de forklarende variable. Imidlertid fik denne variabel typisk en positiv koefficient med en numerisk værdi, der bevirkede, at priselasticiteten på lang sigt ville blive positiv. Dette måtte anses for utilfredsstillende.

Residualerne blev endvidere ofte uskønne, og kun med den laggede forklarede variabel blev resultatet pænere. Også denne specifikation måtte anses for utilfredsstillende, og da sammenligningen af residualspredningen i niveau og i ændringer viste sig heller ikke at tale for niveauspecifikationen - kun for få relationers vedkommende blev residualspredningen større i ændringer, og for-skellene viste sig at være numerisk små - blev forsøgene med variablene i niveau lagt på hylden indtil videre. Summen af koefficienterne til indkomstleddene - et udtryk for den marginale forbrugskvote - viste sig at antage en værdi på ca. 0.8.

4.c. Estimationsresultater for de enkelte forbrugskomponenter

4.c.1. Oversigt

På baggrund af resultaterne i afsnit 4.a. og b. koncentreredes anstrengelserne sig dernæst om en specifikation i ændringer på perioden 1951-73. Et ikke ubetydeligt antal regressionsforsøg er gennemført med anvendelse af forskellige lagfordelinger for de forklarende variable.

For om muligt at få et fastere holdepunkt for fastlæggelse af lagstrukturen i indkomst- og relative priser, blev der indledningsvis gennemført en række Almon-estimationer. Resultaterne heraf var tænkt anvendt som a priori viden ved fastlæggelse af a priori lagfordelinger for indkomst og relative priser i de traditionelle OLS-estimationer.

Konklusionen på denne forsøgsrunde, hvor der dog ikke har været tale om nogen tilbundsgående analyse af Almonteknikkens brugbarhed - var, at der ikke syntes at være nogen afgørende gevinst forbundet med denne omvejsproduktion.

4.c.2. Korrelationsresultater for enkeltkomponenter

Nedenfor vises indledningsvis de direkte korrelationskoefficienter for diverse indkomstudtryk for samtlige forbrugskomponenter eksklusive forbrug af boligydelser, jf. tabel 2. Bemærk, at det er undtagelsen, at korrelationen mellem ændringen i forbruget D(fCx-a_xfEt) og DYdd(-1) er større end korrelationen mellem D(fCx-a_xfEt) og DYdd. Resultatet er næppe overraskende, når man betænker, at forbrug og indkomst gensidigt påvirker hinanden dels via forbrugsfunktionen og dels via nationalregnskabsidentiteten.

Af korrelationskoefficienterne i tabel 3 ses, at korrelationen mellem forbruget og de relative priser synes at antyde en genrel negativ sammenhæng. Den direkte korrelationen er gennemgående lav. Korrelationen mellem forbrug og de laggede relative priser er i de fleste tilfælde positiv, med størst korrelation for komponenterne n, g, k, t, r. Dette kunne lede tanken hen på en hypotese om en vis træghed i forbrugstilpasningen; i de tilfælde, hvor D(pcx/pcpxh) og D(pcx/pcpxh)(-1) ikke begge bliver signifikante (og med forskelligt fortegn) kan det overvejes at inddrage de sammenvejede udtryk, jf. (8).

Tabel 2. Korrelationskoefficienter. Indkomstvirkningen. 1951-73

D(fCx-a_xfEt)	DYdd	DYdd(-1)	DYdd(-2)	DYddA	DYddB	DYddC	DYddD	(fCx-a_xfEt)(- DYddE	
f	.14	.11	.28	.28	.21	.19	.29	.19	-.07
n	.60	.17	.02	.65	.65	.63	.59	.58	.50
i	.77	.30	-.18	.81	.84	.80	.76	.81	.16
e	.39	.15	.08	.46	.44	.42	.44	.40	.07
g	.28	.19	.29	.46	.37	.34	.46	.35	.40
k	.22	.41	.18	.49	.36	.30	.54	.47	.02
s	.71	.28	-.10	.77	.78	.75	.72	.75	.06
t	.50	.24	-.14	.54	.56	.53	.51	.56	.34
r	.32	.17	-.22	.31	.34	.32	.30	.37	.07
b	.58	.00	-.09	.51	.58	.58	.42	.44	-.19
v	.66	.33	-.27	.69	.72	.68	.66	.74	.39

Tabel 3. Korrelationskoefficienter. Prisvirkningen. 1951-73

D(fCx-a_xfEt)	D(pcx/pcpxh)	D(pcx/pcpxh)(-1)	D(pcx/pcpxh - c pcx(-1)/pcpxh(-1)) c = 0.5	c = 0.3	c = 0.1
f	-0.08	-0.08	-0.04	-0.05	-0.07
n	-0.33	0.23	-0.42	-0.40	-0.36
i	-0.00	0.07	-0.03	-0.02	-0.01
e	-0.40	0.04	-0.36	-0.39	-0.40
g	-0.33	0.24	-0.37	-0.37	-0.35
k	-0.43	0.22	-0.46	-0.47	-0.45
s	-0.04	0.07	-0.09	-0.07	-0.05
t	-0.70	0.35	-0.75	-0.74	-0.72
r	-0.08	0.39	-0.24	-0.19	-0.12
b	-0.54	0.45	-0.68	-0.64	-0.58
v	-0.37	0.03	-0.28	-0.32	-0.35

4.d. Resultater for de enkelte forbrugskomponenter

4.d.1 Forbrug af fødevarer

Forbrug af fødevarer har i alle tidligere versioner af ADAM været eksogen, men eftersom komponenten udgør ca. 17 pct af det samlede forbrug i 1973, ville en endogenisering være at foretrække.

Det ses af resultaterne i tabel 2, at korrelationen mellem forbrug af fødevarer og ændringen i indkomsten er svag. Det er endvidere tydeligt, at et evt. lag i indkomsten bør være forholdsvis langt. Af de sammenvejede indkomstudtryk er det da også DYddD og DYdda, der synes at falde bedst ud. I en relation med frit estimerede indkomstudtryk DYdd og DYdd(-1) sammen med den relative pris D(pcf/pcpxh) bliver ingen af koefficienterne signifikante, og determinationskoefficienten er betænkelig nær ved nul. Et yderligere lag i de relative priser forbedrer ikke relationen.

Trods resultaternes lidet opløftende karakter er nedenstående (17b) det mindst mistrøstige. Eftersom konstantleddet bliver insignifikant, er dette fjernet ved origoestimation[1]:

(17a) $$D(fCf-0.25fEt) = \underset{(122)}{-61.39} + \underset{(0.056)}{0.09542}\ DYddD - \underset{(2663)}{2804}\ D(pcf/pcpxh)$$

$n = 1951-73 \qquad s = 273.0 \qquad R^2 = 0.13 \qquad DW = 2.31$

(17b) $$D(fCf-0.25fEt) = \underset{(0.026)}{0.07080}\ DYddD - \underset{(2521.1)}{2450.0}\ D(pcf/pcpxh)$$

$n = 1951-73 \qquad s = 268.1 \qquad \bar{e} = 13.2$

Forsøgene på at estimere forbrugsrelationer i niveau gav anledning til overvejelser om, hvorvidt man på ovenstående baggrund burde foretrække en specifikation, hvor forbruget pr. indbygger var den forklarede variabel:

(17c) $$\frac{fCf-0.25fEt}{Kbef} = \underset{(0.370)}{2.789} + \underset{(0.0054)}{0.06006}\ \frac{Ydd}{Kbef} - \underset{(0.429)}{1.096}\ \frac{pcf}{pcpxh}$$

$n = 1951-73 \qquad s = 0.058 \qquad R^2 = 0.88 \qquad DW = 1.03$

Residualerne er præget af autokorrelation og ud fra ønsket om at holde en ensartet specifikation af alle forbrugsrelationerne blev (17b) derfor foretrukket. Den valgte relation giver dog anledning til en række store residualer, jf. appendiks 1, hvor plots af de enkelte udvalgte forbrugsrelationer er vist.

---

1) Til test af om det insignifikante konstantled blot transformeres til et residualgennemsnit er anført gennemsnittet af residualerne i estimationsperioden.

4.d.2 Forbrug af nydelsesmidler

Her giver en vægtfordeling svarende til DYddA anledning til lavest residualspredning både når alene den relative pris D(pcn/pcpxh) medtages og også når den en periode laggede indgår. I sidstnævnte tilfælde får den laggede relative pris et positivt fortegn, der dog ikke bliver signifikant. Da korrelationsresultaterne i tabel 3 synes at tale for et forsøg med a priori sammenvejede priser som i (8) er dette prøvet.

D(fCn-0.15fEt): (1951-73):	C	DYddA	$D(\frac{pcn}{pcpxh})$	$D(\frac{pcn}{pcpxh})(-1)$	D{pcn/pcpxh-0.5pcn/pcpxh(-1)} ↓	s	R^2	DW
(18 a)	-53.71 (51.2)	0.1014 (0.022)	-1974.7 (737.8)			121.5	.57	1.92
(18 b)	-48.26 (52.5)	0.09703 (0.022)	-2066.0 (745.6)	693.4 (725.8)		121.8	.59	1.93
(18 c)	-37.98 (50.1)	0.0483 (0.021)			-1947.2 (680.8)	119.3	.59	1.86

I alle tilfælde er konstantleddet negativt og insignifikant. Origoestimationer af relationerne fører til følgende resultater:

D(fCn-0.15fEt):					$\bar{e}$
(19 a)	0.08151 (0.0108)	-1899.1 (736.0)		121.8	-13.1
(19 b)	0.08092 (0.0108)	-2024.1 (737.8)	813.0 (704.2)	120.8	-10.1
(19 c)	0.08077 (0.0105)			-1955.6 (637.7) 118.1	-9.4

Forskellen i resultaterne mellem (19 a-c) ses at være lille. Residualspredningen ses at være mindst ved det sammenvejede prisudtryk. Netop for forbrug af nydelsesmidler synes en forhåndsformodning om mere dybtliggende vaner heller ikke urimelig, således at det kan forventes, at relative prisændringer nok vil begrænse forbruget i den periode, prisændringen optræder, men at der efterfølgende kan forventes en delvis retablering af forbruget efter en tilvænning til ændrede relative priser. Disse betragtninger har ført til, at relation (19 c) er valgt.

4.d.3. Forbrug af øvrige ikke-varige varer

Her viser det sig, at DYdd og DYdd(-1) kan estimeres frit. Priserne er kun i ringe grad signifikante, hvilket også lader sig ane af tabel 3. Forsøges både med D(pci/pcpxh) og D(pci/pcpxh)(-1), bliver koefficienten til den laggede relative pris insignifikant. Almonestimationer antyder en lagfordeling mellem DYdd og DYdd(-1) på 0.65 og 0.35, mens lagstrukturen for de relative priser synes at skulle være ret lang. Den udvalgte relation er pænt i overensstemmelse med disse resultater, hvad angår størrelsen af koefficienterne til DYdd og DYdd(-1). I den udvalgte relation indgår de relative priser derimod med alene den løbende værdi:

(20) $$D(fCi-0.10fEt) = -217.1 + 0.1284\ DYdd + 0.0646\ DYdd(-1) - 1931.1\ D(pci/pcpxh)$$
(69) (0.017) (9.017) (1395.5)

n = 1951-73 s = 173.5 R^2 = 0.77 DW = 1.92

Konstantleddet ses at være signifikant, og det er derfor fastholdt. Relationen synes i begyndelsen af estimationsperioden at være fastforskudt i forhold til den observerede forbrugsudvikling, men fra midten af 1950'erne og frem er der ganske pæn overensstemmelse mellem observerede og beregnede værdier.

4.d.4 Forbrug af brændsel.

Igen skal et relativt langt lag i indkomsten foretrækkes, jf. også tabel 2. Et lag også i priserne forbedrer ikke relationen. Brændselsforbruget tænkes derudover bestemt af vejrliget, hvis indflydelse beskrives ved antallet af frostdøgn, fros. Frostdøgnserien giver bedre resultater end serien for graddage.

Tabel 4. Korrelationsmatrix, 1951-73.

	DYddA	D(pce/pcpxh)	D(pce/pcpxh)(-1)	Dfros	Dgrad
D(fCe-0.0fEt)	0.46	-0.40	0.04	0.66	0.56
DYddA		-0.20	-0.11	0.02	-0.03
D(pce/pcpxh)			-0.12	-0.17	-0.06

(21 a) $$D(fCe-0.0fEt) = -35.02 + 0.04626\ DYddA - 363.6\ D(pce/pcpxh) + 3.669\ Dfros$$
(35.9) (0.016) (263.4) (0.78)

n = 1951-73 s = 84.1 R^2 = 0.68 DW = 1.81

(21 b) $$D(fCe-0.0fEt) = 0.0330\ DYddA - 410.0\ D(pce/pcpxh) + 3.659\ Dfros$$
(0.076) (258.8) (0.779)

n = 1951-73 s = 84.0 $\bar{e}$ = - 8.3

4.d.5. Forbrug af benzin og olie til køretøjer

Der fås en ganske lav forklaringsgrad målt ved R^2, hvis der alene inddrages indkomst, relative priser og et konstantled som forklarende variable:

(22) $$D(fCg-0.06fEt) = 16.61 + 0.02741\ DYddD - 377.3\ D(pcg/pcpxh)$$
(28) (0.012) (248.8)

n = 1951-73 s = 64.5 R^2 = 0.29 DW = 1.91

DYddD er benyttet, men DYddA giver stort set samme resultat. De relative priser ses at blive bestemt usikkert.

For om muligt at forbedre relationen blev antallet af almindelige personbiler, Kcb, inddraget som indikator for det antal køretøjer, der kan forbruge benzin og olie til privatforbrug. Medtages både indkomst og bilpark som forklarende variable, falder imidlertid signifikansen af indkomsten, og den laggede bilpark Kcb(-1) viste sig i øvrigt at være at foretrække:

(23) $$D(fCg-0.06fEt) = \underset{(27.2)}{-23.11} + \underset{(0.013)}{0.0001843}\ DYddA - \underset{(216.9)}{476.0}\ D(pcg/pcpxh) + \underset{(0.652)}{1.979}\ DKcb(-1)$$

n = 1951-73 s = 54.8 $R^2 = 0.51$ DW = 2.22

Eftersom konstantleddet er insignifikant og korrelationen mellem konstantleddet og ændringen i bilparken kan forventes at være stor, forsøgtes der med en origoestimation, og indkomsten blev udeladt som forklarende variabel:

(24) $$D(fCg-0.06fEt) = \underset{(200)}{-493.3}\ D(pcg/pcpxh) + \underset{(0.22)}{1.595}\ DKcb(-1)$$

n = 1951-73 s = 53.1 $\bar{e} = -4.2$

Denne relation blev valgt.

4.e. Forbrug af tjenester

4.e.1 Forbrug af kollektiv transport og kommunikation

Korrelationsresultaterne og de indledende Almonundersøgelser antyder, at lagget i indkomsten skal være langt og fladt. Priserne synes derimod at skulle indgå kort:

(25) $$D(fCk-0.08fEt) = \underset{(18.4)}{-4.511} + \underset{(0.0079)}{0.02762}\ DYddD - \underset{(403.8)}{1135}\ D(pck/pcpxh)$$

n = 1951-73 s = 42.5 $R^2 = 0.49$ DW = 2.03

Da konstantleddet ikke er signifikant er denne valgt i origoestimeret form:

(26) $$D(fCk-0.08fEt) = \underset{(0.004)}{0.02593}\ DYddD - \underset{(394)}{1142.4}\ D(pck/pcpxh)$$

n = 1951-73 s = 41.6 $\bar{e} = -1.0$

Relationen synes at opføre sig hæderligt.

4.e.2. Forbrug af øvrige tjenester

På baggrund af resultater af Almonestimationerne, korrelationsresultaterne og de foretagne estimationer med indkomsten i forskellige lagudformninger, blev DYddA valgt som repræsentant for indkomsten. Korrelationskoefficienterne kunne måske tilsige, at lagget i indkomsten blev gjort endnu kortere. De relative priser synes at skulle medtages enten alene med den ulaggede værdi eller højst med et kort lag. I den udvalgte relation indgår priserne således uden lag:

(27) D(fCs-0.23fEt) = -102.4 + 0.1284 DYddA - 4701.0 D(pcs/pcpxh)
(39.4) (0.0178) (1555)

n = 1951-73 s = 92.2 R^2 = 0.72 DW = 1.62

Relationen beskriver den observerede udvikling op til 1970'ernes midte ganske pænt, idet det dog ser ud til, at relationen er præget af autokorrelation.

4.e.4. Forbrug af turistrejser

Estimationsforsøg med turistrejserne bekræfter forhåndsindtrykket fra korrelationstabellerne 2 og 3. DYdd og DYdd(-1) synes begge at kunne indgå "frit" i beskrivelsen ,mens de relative priser D(pct/pcpxh) og D(pct/pcpxh)(-1) bør medtages begge men med positivt fortegn til den laggede værdi:

(28) D(fCt-0.0fEt) = 46.75 + 0.01277 DYdd + 0.01163 DYdd(-1)
(19.1) (0.00537) (0.0052)

- 1995 D(pct/pcpxh) + 920.2 D(pct/pcpxh)(-1)
(456.4) (486.3)

n = 1951-73 s = 51.1 R^2 = 0.72 DW = 2.17

Tages tilflugt i de sammenvejede indkomstudtryk fås igen, at et langt fladt lag - overraskende ved sammenligning med tabel 2 - giver de pæneste resultater. Forsøg med sammenvejede priser, hvor hensyn tages til at de relative priser synes at skulle indgå med hvert sit fortegn, trækker i retning af en vægtning med koefficienten 0.5, jf (8); to frit estimerede relative priser giver imidlertid fortsat den laveste spredning:

(29) D(fCt-0.0fEt) = 32.74 + 0.03156 DYddD - 2160.7 D(pct/pcpxh)
(21.2) (0.092) (424.2)

+ 873.8 D(pct/pcpxh)(-1)
(440.5)

n = 1951-73 s= 48.7 R^2 = 0.73 DW = 2.22

Relationen beskriver forløbet i estimationsperioden ganske hæderligt.

4.e.5. Forbrug af boligydelser

Forbruget af boligydelser (husleje) beskrives i lighed med tidligere, jf. Rapport nr. 3 afsnit 6.2, i en pseudo-endogen relation, i hvilken der sker en kobling af huslejeforbruget til investeringerne i boliger, fIh.

Filosofien bag specifikationen er den, at såfremt der ikke sker ændringer i en eventuel boligreserve og i saneringsomfanget, vil ændringerne i forbruget af boligydelser i faste priser alene være bestemt af nytilgangen af boliger, dvs. at boliginvesteringernes omfang. Det vil på denne baggrund ikke være relevant at tage udgangspunkt i en egentlig adfærdsbeskrivelse af forbrugskomponenten.

Den i septemberversionen indeholdte relation benytter de samme forklarende variable, som tidligere Denne beskrivelse viser sig - målt ved residualspredningen - at måtte foretrækkes frem for sådanne, hvor alene fIh eller fIh(-1) indgår sammen med et konstantled. Længere lag i fIh end én periode giver anledning til en insignifikant koefficientværdi til fIh. Karakteristisk er det, at spredningen bliver mindst, når den laggede investering indgår:

(30) $$DfCh = \underset{(20.8)}{-52.93} + \underset{(0.0034)}{0.0800}\ fIh(-1)$$

$n = 1949\text{-}73$ $\quad s = 50.0$ $\quad R^2 = 0.96$ $\quad DW = 1.91$

Den valgte relation har udseendet:

(31) $$DfCh = \underset{(20.3)}{-52.70} + \underset{(0.0128)}{0.01887}\ fIh + \underset{(0.0142)}{0.05952}\ fIh(-1)$$

$n = 1949\text{-}73$ $\quad s = 48.7$ $\quad R^2 = 0.96$ $\quad DW = 1.84$

fIh og fIh(-1) er indbyrdes stærkt korrelerede og korrelationen mellem de estimererede koefficienter er -0.97.

Det skal bemærkes, at der ikke er forsøgt med anden afgrænsning af estimationsperioden.

Skitsen ovenfor skitseret kan i prognosesituationer være at foretrække, idet der sikres et automatisk check på, at udviklingen i boligforbruget afspejler det forløb, der er lagt for boliginvesteringerne.

4.e.6. Forbrug af reparation af varige varer

Den eneste komponent, som ikke er endogen i september-versionen er den størrelsesmæssigt lille komponent forbrug af reparation af varige varer. Dette skyldes, at en acceptabel beskrivelse ikke endnu er fundet.

Forskellige forslag til forklarende variable har været ført i marken. Forbrugskomponenten udgøres for hovedpartens vedkommende af udgifter til reparation af køretøjer. Det var derfor nærliggende at lade bilparken indgå som indikator for den bestand, der kan udføres reparationer på. Et forslag alene med indkomst og relative priser som forklarende variable syntes imidlertid ikke at blive forbedret herved:

$$(32) \quad D(fCr-0.01fEt) = \underset{(53.2)}{46.69} + \underset{(0.018)}{0.02206}\ DYddE - \underset{(834.2)}{688.5}\ D(pcr/pcpxh - 0.5pcr(-1)/pcpxh(-1)) + \underset{(1.19)}{0.146}\ DKcb$$

$$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 100.5 \qquad R^2 = 0.16 \qquad DW = 2.47$$

Accelerationen i bilparken syntes tilmed at give et bedre resultat:

$$(33) \quad D(fCr-0.01fEt) = \underset{(35.2)}{43.17} + \underset{(0.0134)}{0.0245}\ DYddE - \underset{(738.1)}{785.6}\ D(pcr/pcpxh - 0.5pcr(-1)/pcpxh(-1)) + \underset{(1.768)}{3.976}\ DDKcb$$

$$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 89.3 \qquad R^2 = 0.34 \qquad DW = 2.19$$

En nøjere begrundelse for at medtage accelerationen i bilparken savnes dog. Man kunne måske sige, at for år med særligt store nyanskaffelser vil der ske mange salg af brugte biler, som erhververne så som oftest vil udføre reparationer på. Det lidt søgte i denne forklaring har ført til, at komponenten indtil videre er eksogen.

4.f. Forbrug af varige varer

4.f.1 Anskaffelse af køretøjer

Det i afsnit 3.b diskuterede investeringsteoretiske oplæg er benyttet.

Tabel 5 Korrelationsmatricen for indkomstvirkningen 1951-73

	$Ydd - \frac{\delta-1}{\delta} Ydd(-1)$			$(Ydd - \frac{\delta-1}{\delta} Ydd(-1))(-\frac{1}{2})$		
	$\delta = 2$	$\delta = 3$	$\delta = 4$	$\delta = 2$	$\delta = 3$	$\delta = 4$
D(fCb-0.0fEt)	0.10	0.17	0.22	0.04	0.07	0.10
(fCb-0.0fEt)(-1)	0.91	0.88	0.84	0.94	0.93	0.92

Tabel 6. Korrelationsmatricen for de relative priser. 1951-73

	$pcb/pcpxh - \frac{\delta-1}{\delta} pcb/pcpxh(-1)$			$ko - \frac{\delta-1}{\delta} ko(-1)$		
	$\delta=2$	$\delta=3$	$\delta=4$	$\delta=2$	$\delta=3$	$\delta=4$
D(fCb-0.0fEt)	-0.20	-0.33	-0.40	0.39	0.48	0.52
(fCb-0.0fEt)(-1)	-0.78	-0.60	-0.47	-0.71	-0.59	-0.78
$Ydd - \frac{1}{2} Ydd(-1)$	-0.70	-0.54	-0.41	-0.75	-0.68	-0.44
$pcb/pcpxh - \frac{1}{2} pcb/pcpxh(-1)$	.	.	.	0.48	0.38	0.29

Trods resultaterne i tabel 5 fås den mindste residualspredning for $\delta = 2$ i indkomsten. Hvad angår lagstrukturen i relative priser og obligakorskursen synes $\delta = 2$ for prisernes vedkommende at give mindst residualspredning, mens resultaterne stort set er de samme uanset størrelsen af δ i ko. I ingen af tilfældene bliver obligationskursen synderlig signifikant. Konstantleddet bliver stort set signifikant for tilfældet $\delta = 3$ og $\delta = 4$ i obligationskursen:

D(fCb-0.0fEt)	C	Ydd $\delta = 2$	$\frac{pcb}{pcpxh}$ $\delta = 2$	ko $\delta = 2$	ko $\delta = 3$	ko $\delta = 4$	fCb(-1)	s	R^2	DW
(34 a)	673.4	.07101	-2468.2	9.923			-.7819	151.7	.85	2.20
	(673.5)	(.0092)	(498.3)	(8.23)			(.123)			
(34 b)	926.4	.06866	-2530.2		9.517		-.7924	151.4	.85	2.18
	(505.8)	(.0095)	(472.)		(7.70)		(.116)			
(34 c)	1057.0	.0677	-2567.4			8.970	-.8006	151.6	.85	2.16
	(442.7)	(.0098)	(461.5)			(7.33)	(.113)			

Et yderligere lag i indkomsten på $\frac{1}{2}$ periode forøger spredningen og R^2 reduceres. Da der igen optræder insignifikante konstantled er der valgt følgende origoestimerede relation:

$$(34\,d)\quad D(fCb-0.0fEt) = \underset{(0.00916)}{0.07216}(Ydd - \tfrac{1}{2}Ydd(-1)) - \underset{(262)}{2044.3}(pcb/pcpxh - \tfrac{1}{2}\,pcb(-1)/pcpxh(-1$$

$$\underset{(4.55)}{16.77}(ko-\tfrac{1}{2}ko(-1)) - \underset{(0.0944)}{0.7024}(fcb-0.0fEt)$$

$n = 1951-73 \qquad s = 151.7 \qquad \bar{e} = 1.5$

Det ses, at tilpasningsparameteren b estimeres til ca. 0.7 svarende til en forholdsvis hurtig tilpasning til den ønskede beholdning.

4.f.2. Forbrug af øvrige varige varer

Et analogt princip for forbruget af varer som anvendt ovenfor for anskaffelserne af køretøjer giver også her det resultat, at $\delta = 2$ må foretrækkes.

Tabel 7. Korrelationsmatricen for indkomstvirkningen. 1951-73

	$Ydd - \frac{\delta-1}{\delta}Ydd(-1)$			$(Ydd - \frac{\delta-1}{\delta}Ydd(-1)(-\frac{1}{2})$		
	$\delta = 2$	$\delta = 3$	$\delta = 4$	$\delta = 2$	$\delta = 3$	$\delta = 4$
D(fCv-0.12fEt)	.54	.59	.62	.50	.53	.56
(fCv-0.12fEt)(-1)	.97	.94	.91	.99	.98	.96

Tabel 8. Korrelationsmatricen for de relative priser. 1951-73

	$pcv/pcpxh - \frac{\delta-1}{\delta}pcv(-1)/pxpxh(-1))$			$ko - \frac{\delta-1}{\delta}ko(-1)$		
	$\delta = 2$	$\delta = 3$	$\delta = 4$	$\delta = 2$	$\delta = 3$	$\delta = 4$
D(fCv-0.12dEt)	-.57	-.57	-.56	-.19	-.08	-.01
(fCv-0.12fEt)(-1)	-.87	-.78	-.68	-.82	-.66	-.52
$Ydd - \frac{1}{2}Ydd(-1)(-\frac{1}{2})$	-.89	-.79	-.70	-.80	-.64	-.51
$pcv/pcpxh - \frac{1}{2}pcv(-1)/pcpxh(-1)$	.	.	.	.68	.51	.38

Der får mindst residualspredning for $(Ydd-\frac{1}{2}Ydd(-1))$. Obligationskursen bliver ligeledes mest signifikant, når $\delta = 2$, mens $\delta = 3$ giver en marginalt lavere spredning end $\delta = 2$. Konstantleddet bliver overalt insignifikant. Et yderligere lag i indkomsten på $\frac{1}{2}$ periode formindsker spredningen væsentligt.

Origoestimaterne ser således ud:

D(fCv-0.12fEt) (1951-73)	Ydd	$\frac{pcv}{pcpxh}$			ko	(fCv-0.12fEt)(-1)	s	$\bar{e}$
	δ=2	δ=2	δ=3	δ=4	δ= 2			
(35 a)	.09051	-2113.0			4.623	-.378	212.3	1.0
	(.022)	(694.7)			(9.67)	(.126)		
(35 b)	.08886		-3036.2		3.784	-.373	208.8	-0.2
	(.022)		(950.9)		(9.12)	(.12)		
(35 c)	.08710			-3729.9	2.140	-.3701	208.0	0.6
	(.022)			(1155)	(8.655)	(.124)		
	Ydd(-½)							
(35 d)	.1644	-3783.9			8.849	-.7329	175.2	-0.0
	(.029)	(671.1)			(7.51)	(.151)		
(35 e)	.1560		-5140.9		6.188	-.7005	175.3	-15.0
	(.028)		(912.7)		(7.23)	(.148)		
(35 f)	.1458			-5980.4	3.026	-.6600	181.9	-2.5
	(.028)			(1128)	(7.23)	(.152)		

I den valgte relation (35 d)-som i de øvrige-spores tendens til autokorrelation.

Forbrugsfunktionerne i ADAM, september 1979-version

```
D(fCf-0.25fEt) = 0.07080 D{0.4 Ydd + 0.4 Ydd(-1) + 0.2 Ydd(-2)} - 2450.0 D(pcf/pcpxh)
                 (0.0261)                                        (2521.1)

D(fCn-0.15fEt) = 0.08077 D{0.5 Ydd + 0.3 Ydd(-1) + 0.2 Ydd(-2)} - 1955.6 D{pcn/pcpxh - 0.5 pcn/pcpxh(-1)}
                 (0.015)                                         (673.7)

D(fCi-0.10fEt) = -217.1 + 0.1284 DYdd + 0.0646 DYdd(-1) - 1931.2 D(pci/pcpxh)
                  (69.0)  (0.017)       (0.017)           (1395.5)

D(fCe-0.0fEt) = 0.0330 D{0.5 Ydd + 0.3 Ydd(-1) + 0.2 Ydd(-2)} - 410.0 D(pce/pcpxh) + 3.659 Dfros
                (0.076)                                        (258.8)               (0.779)

D(fCg-0.06fEt) = -439.3 D(pcg/pcpxh) + 1.595 Dkcb(-1)
                  (200)                (0.22)

D(fCk-0.08fEt) = 0.02593 D{0.4 Ydd + 0.4 Ydd(-1) + 0.2 Ydd(-2)} - 1142.4 D(pck/pcpxh)
                 (0.0038)                                        (393.7)

D(fCs-0.23fEt) = -102.4 + 0.1284 D{0.5 Ydd + 0.3 Ydd(-1) + 0.2 Ydd(-2)} - 4701.0 D(pcs/pcpxh)
                  (39.4)  (0.0178)                                        (1555.0)

D(fCt-0.0fEt) = 32,74 + 0.03156 D{0.4 Ydd + 0.4 Ydd(-1) + 0.2 Ydd(-2)} - 2160.7D(pct/pcpxh) + 873.8 D(pct/pcpxh)(-1)
                (21.2)  (0.092)                                         (424.2)              (440.5)

DfCh = -52.70 + 0.01887 fIh + 0.05952 fIh(-1)
       (20.3)   (0.0128)      (0.0142)
```

fCr er eksogen

$$D(fCb-0.0fEt) = \underset{(0.00916)}{0.07216}\{Ydd - \tfrac{1}{2}\,Ydd(-1)\} \underset{(262.0)}{-2044.3}\{pcb/pcpxh - \tfrac{1}{2}(pcb/pcpxh)(-1)\} + \underset{(4.55)}{16.77}\{ko - \tfrac{1}{2}\,ko(-1)\}$$

$$- \underset{(0.0944)}{0.7024}\,(fCb-0.0fEt)(-1)$$

$$D(fCv-0.12fEt) = \underset{(0.0287)}{0.1644}\,\{Ydd - \tfrac{1}{2}\,Ydd(-1)\}\,(-\tfrac{1}{2}) - \underset{(671.1)}{3783.9}\,\{pcv/pcpxh - \tfrac{1}{2}\,pcv/pcpxh)(-1)\} + \underset{(7.51)}{8.849}\,\{ko - \tfrac{1}{2}\,ko(-1)\}$$

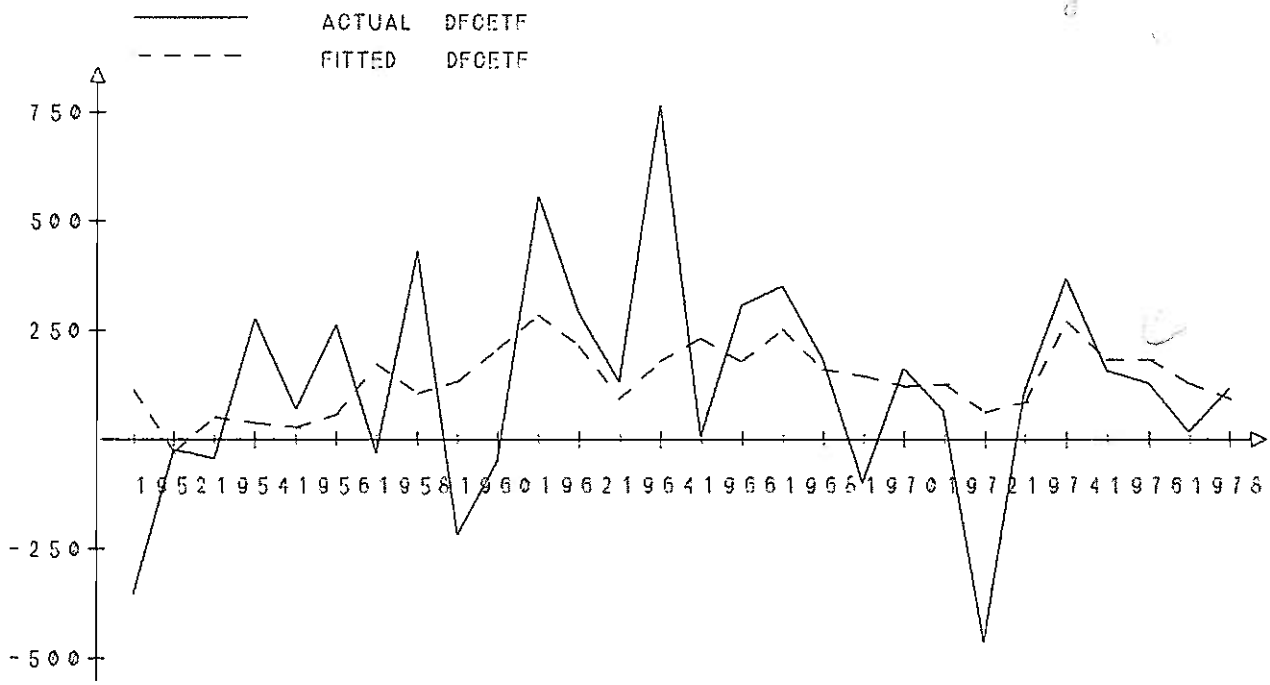
$$- \underset{(0.1506)}{0.7329}\,(fCv-0.12fEt)(-1)$$

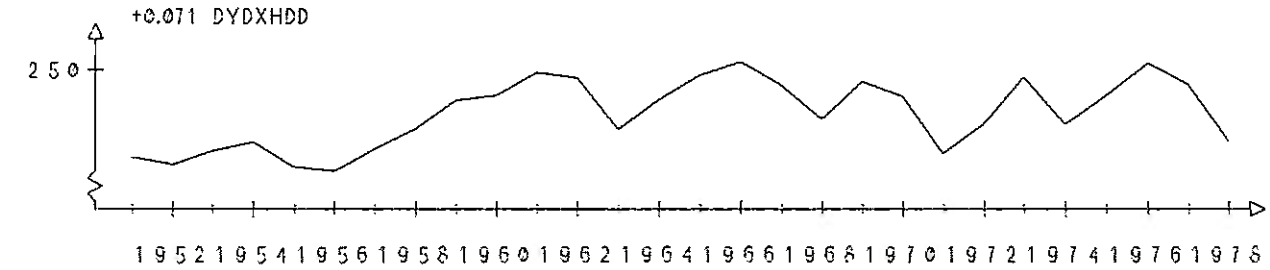
Tabel 9.

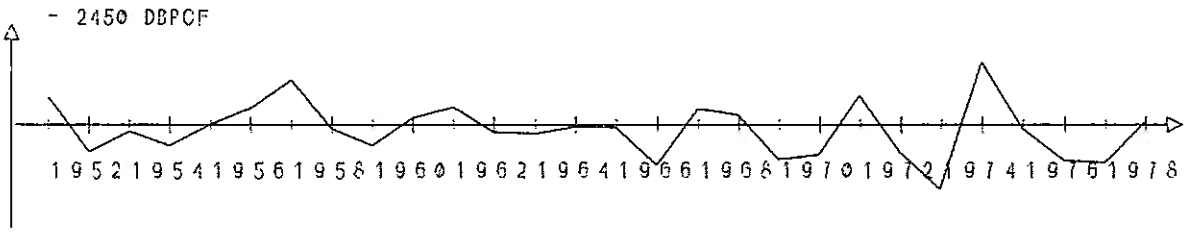
Indkomst- og priselasticiteter i forbrugsfunktionerne i ADAM, september 1979-version

	Indkomstelasticiteter				Priselasticiteter			
	korttids		langtids		korttids		langtids	
	1970	1978	1970	1978	1970	1978	1970	1978
fCf	.16	.18	.40	.45	-.18	-.18	-.18	-.18
fCn	.49	.45	.97	.90	-.30	-.20	-.15	-.10
fCi	1.03	1.14	1.55	1.72	-.20	-.17	-.20	-.17
fCe	.41	.44	.82	.88	-.13	-.16	-.13	-.16
fCg	.	.	.	.	-.23	-.18	-.23	-.18
fCk	.30	.30	.76	.76	-.42	-.31	-.42	-.31
fCs	.57	.72	1.14	1.44	-.53	-.62	-.53	-.62
fCt	.41	.30	1.02	.74	-.88	-.47	-.53	-.28
fCb			1.28	1.33			-.46	-.44
fCv			1.28	1.21			-.37	-.26

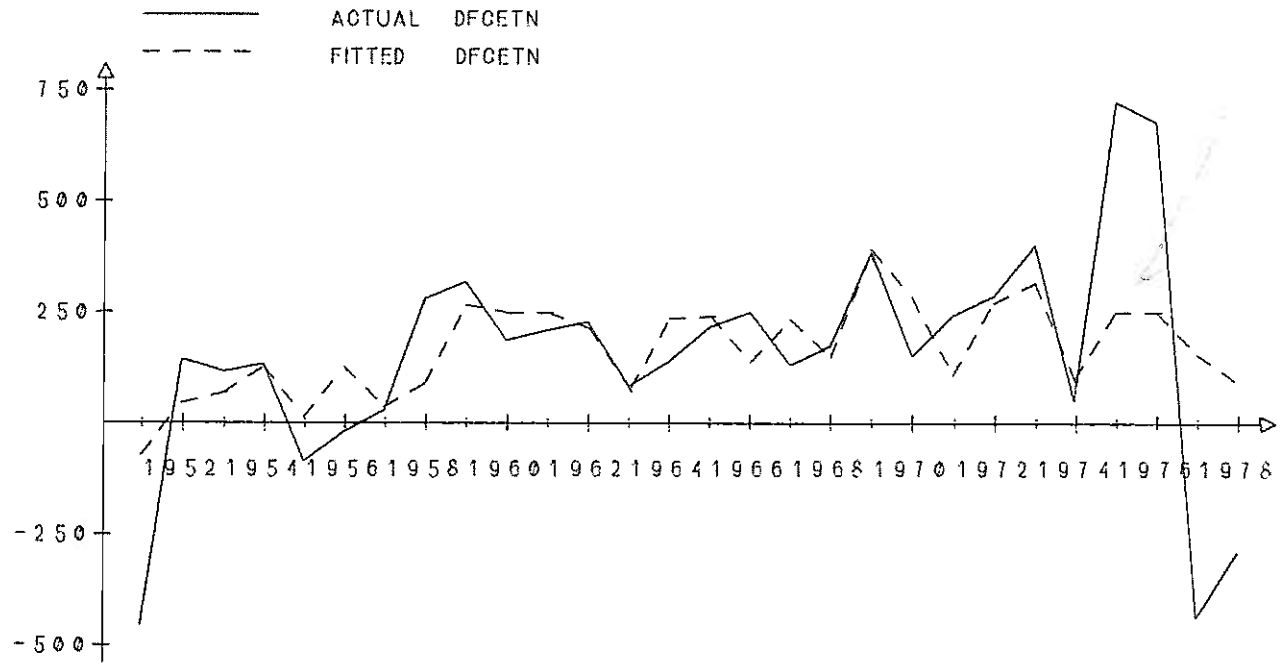
DFCETF-RELATION

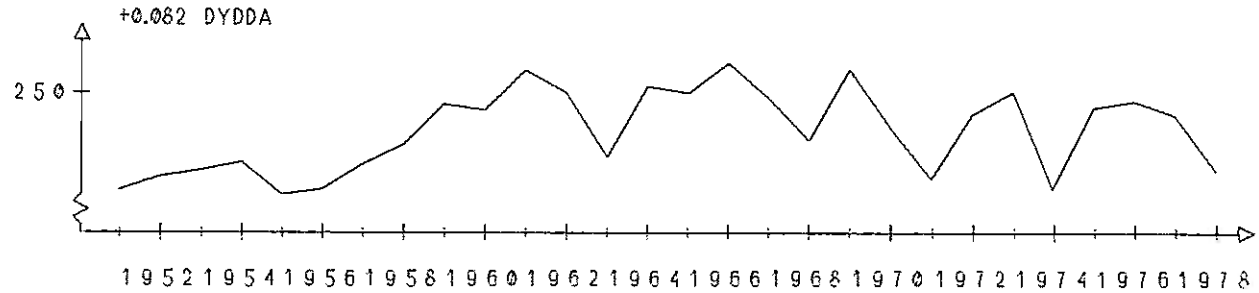


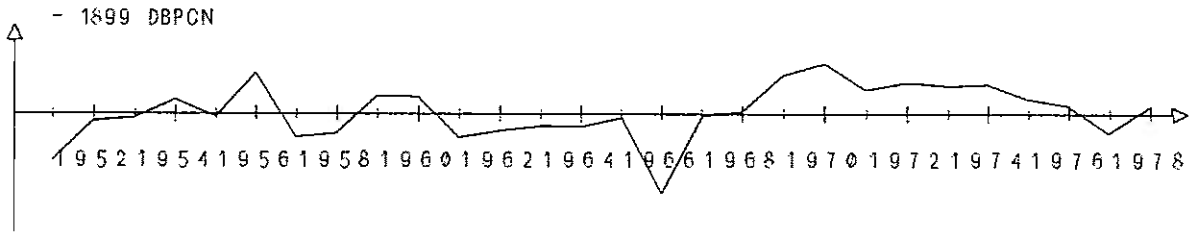


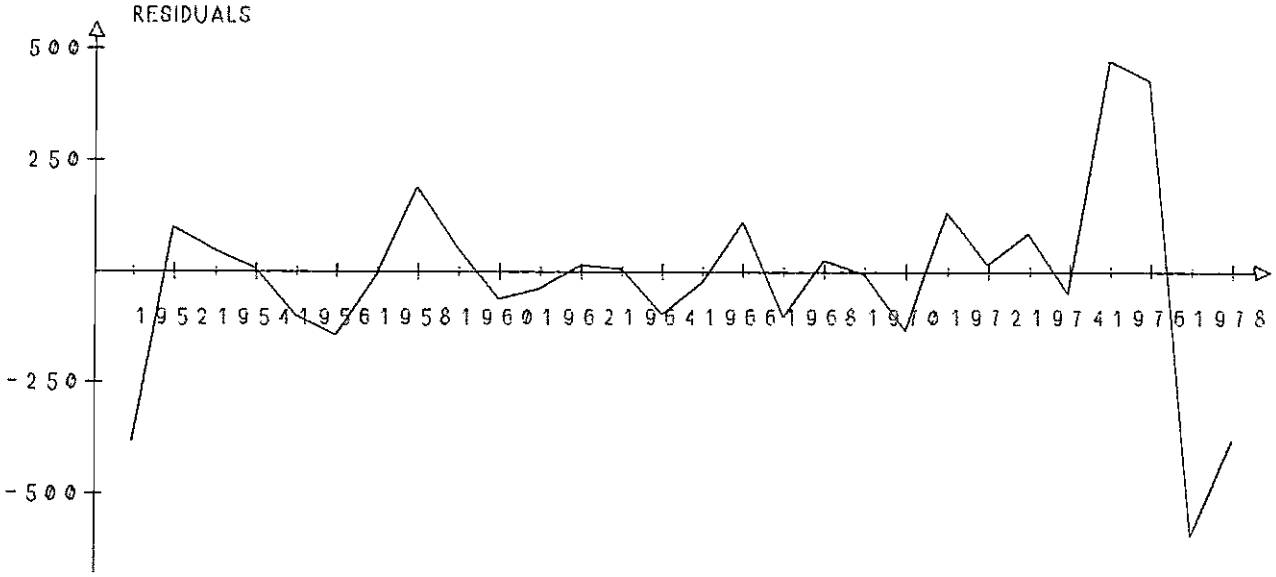


DFCETN-RELATION1









5. Indkomst- og priselasticiteter m.v.

For de ikke-varige varer og tjenester er indkomst- og priselasticiteterne beregnet som punktelasticiteter, fx for indkomsten:

kortids: $E^{K}_{fCx,Ydd} = \beta_{x_i} \cdot \frac{Ydd}{fCx}(t_o)$ hvor t_o er 1970 og 1978, jf. også relation (9)

langtids: $E^{L}_{fCx,Ydd} = \left[\sum \beta_{x_i}\right] \frac{Ydd}{fCx}(t_o)$

Analogt for priserne.

For de varige varer er kun vist langtidselasticiteter. Disse er beregnet ud fra en beregnet serie for den ønskede beholdning af de pågældende varer, jf. (15). Af resultaterne i (34 d) og (35 d) kan de ukendte parametre erstattes med estimaterne; af (34 d) fås således:

$$\hat{\eta} = 0 \qquad \hat{b} = .7024 \qquad \widehat{b\phi} = .07216 \Rightarrow \hat{\phi} = .1027 \qquad \widehat{b\lambda} = -2044.3 \Rightarrow \hat{\lambda} = 2910.4$$

$$\widehat{b\omega} = 16.77 \Rightarrow \hat{\omega} = 23.88$$

Vi får da,

$$K^{\emptyset}_{b} = 0.1027\ Ydd - 2910.4 \frac{pcb}{pcpxh} + 23.88\ ko$$

Herudfra beregnes fx indkomstelasticiteten da som:

$$E^{L}_{K^{\emptyset}_{b},Ydd} = .1027 \frac{Ydd}{K^{\emptyset}_{b}}(t_o)$$

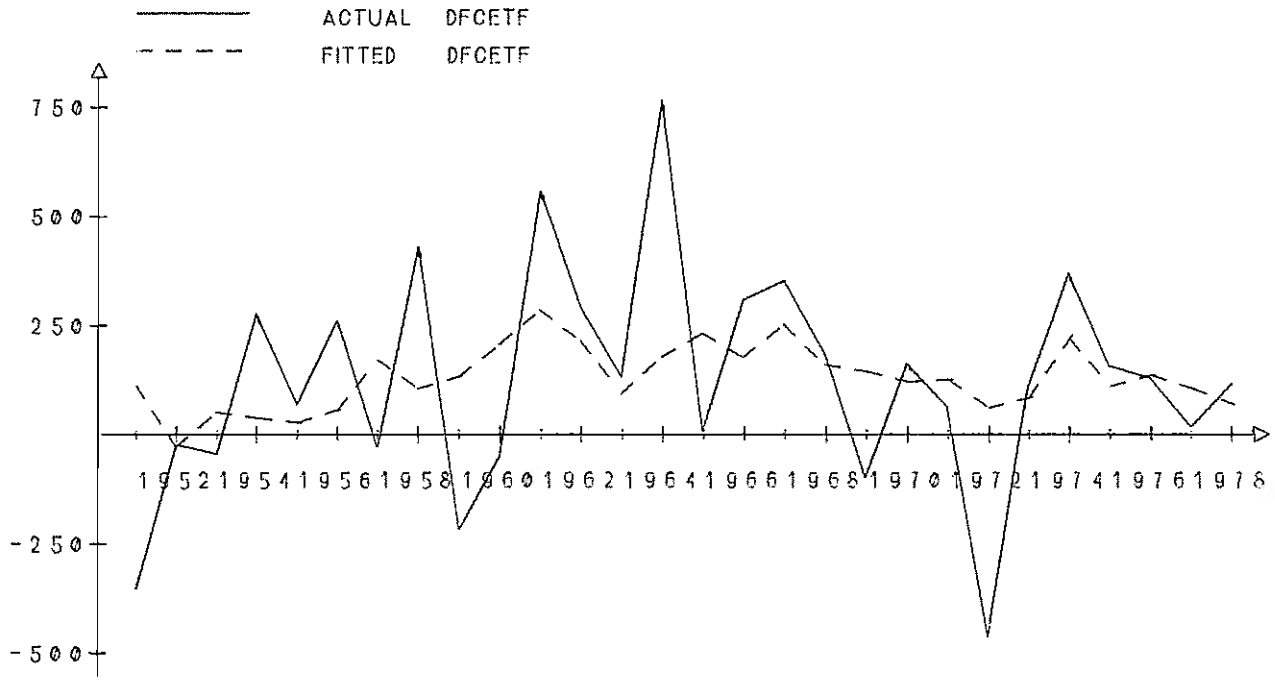
For fremstillingsvarer og øvrige varige varer fås:

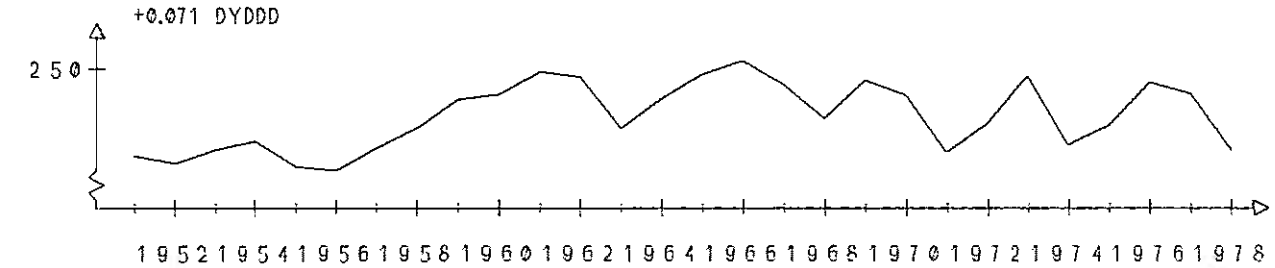
$$K^{\emptyset}_{u} = 0.2243\ Ydd - 5162.9 \frac{pcu}{pcpxh} + 26.90\ ko$$

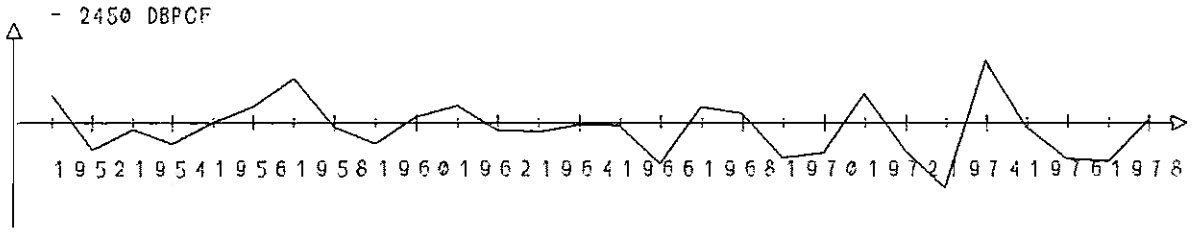
Resultaterne er vist i tabel 9.

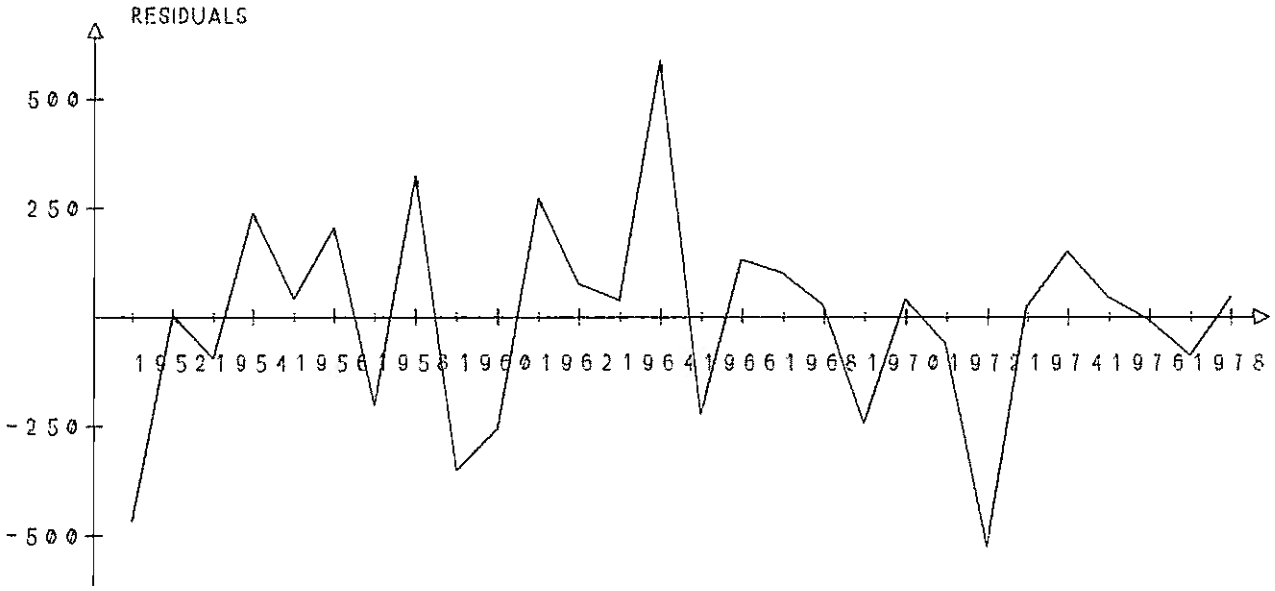
Sammenlægges koefficientestimaterne til alle indkomstled i forbrugsfunktionerne fås som et udtryk for den marginale forbrugskvote en korttidskvote på ca. ~~0.5~~ .46 (og en langtidskvote på ca. 0.8.)

DFCETF-RELATION

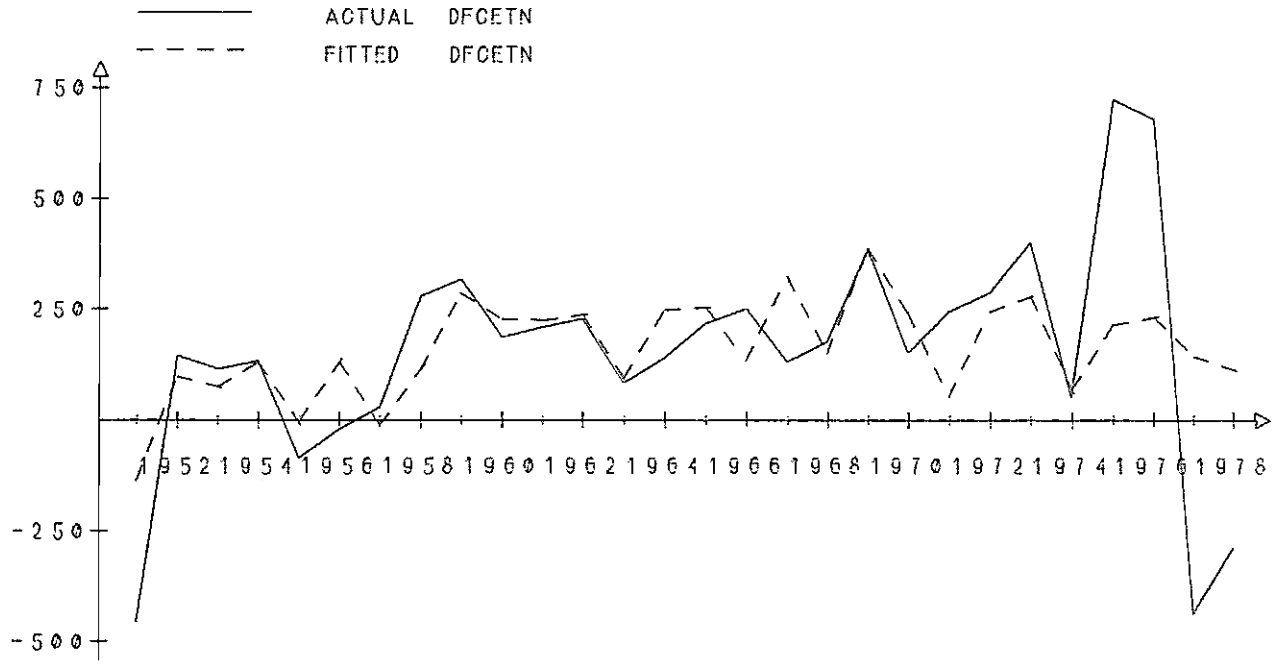


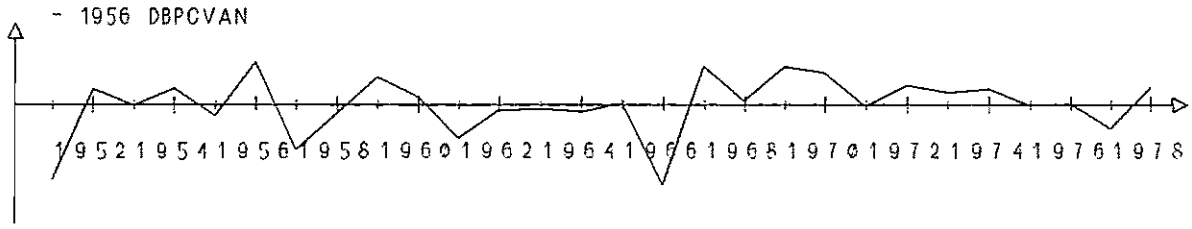


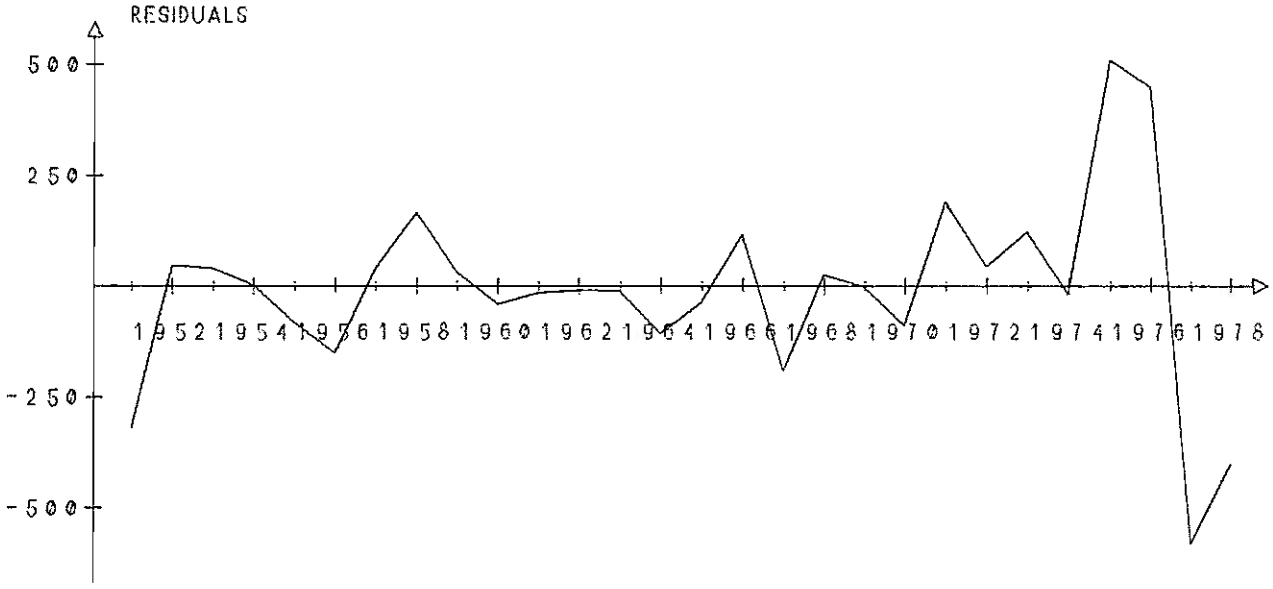




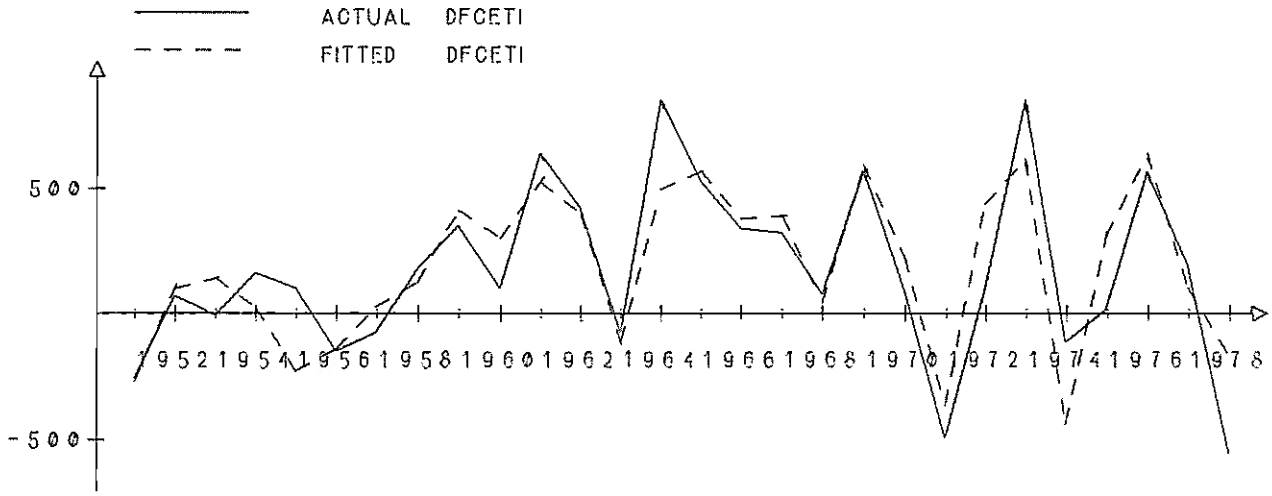
DFCETN-RELATION

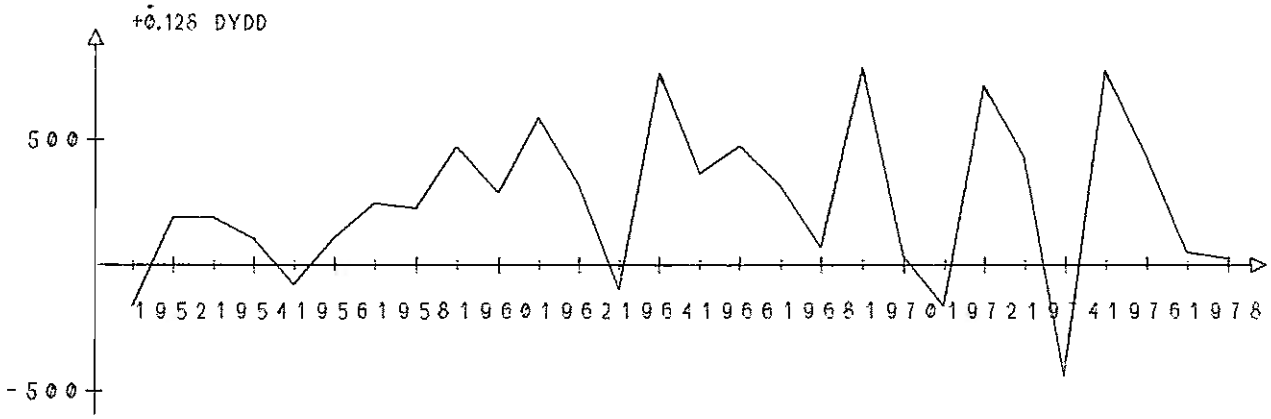


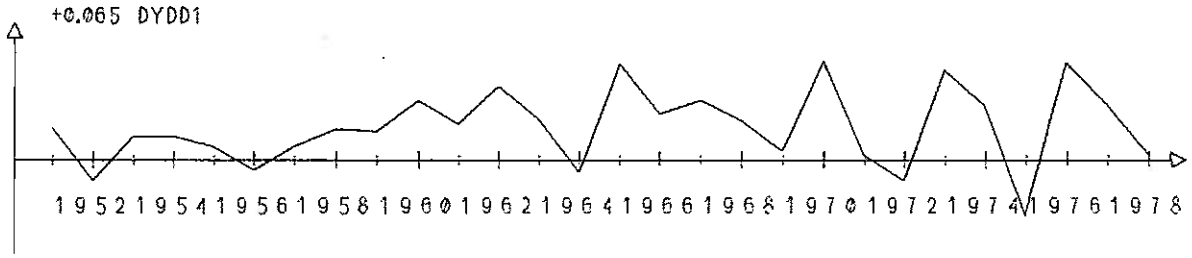


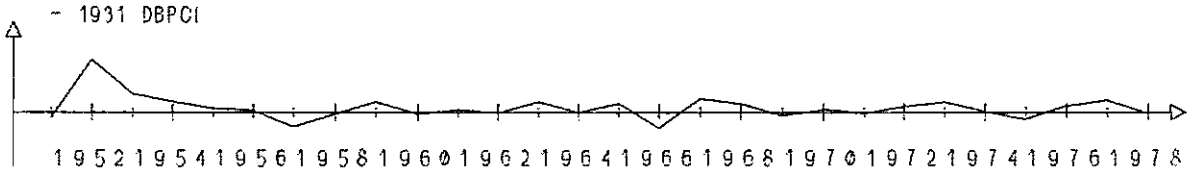


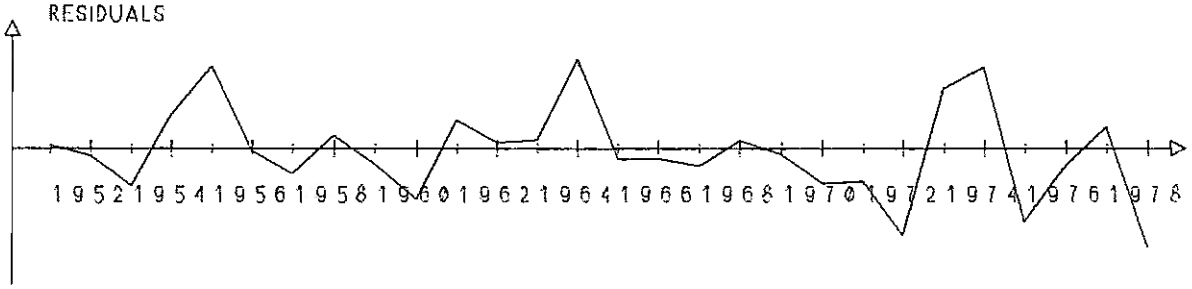
DFCETI-RELATION



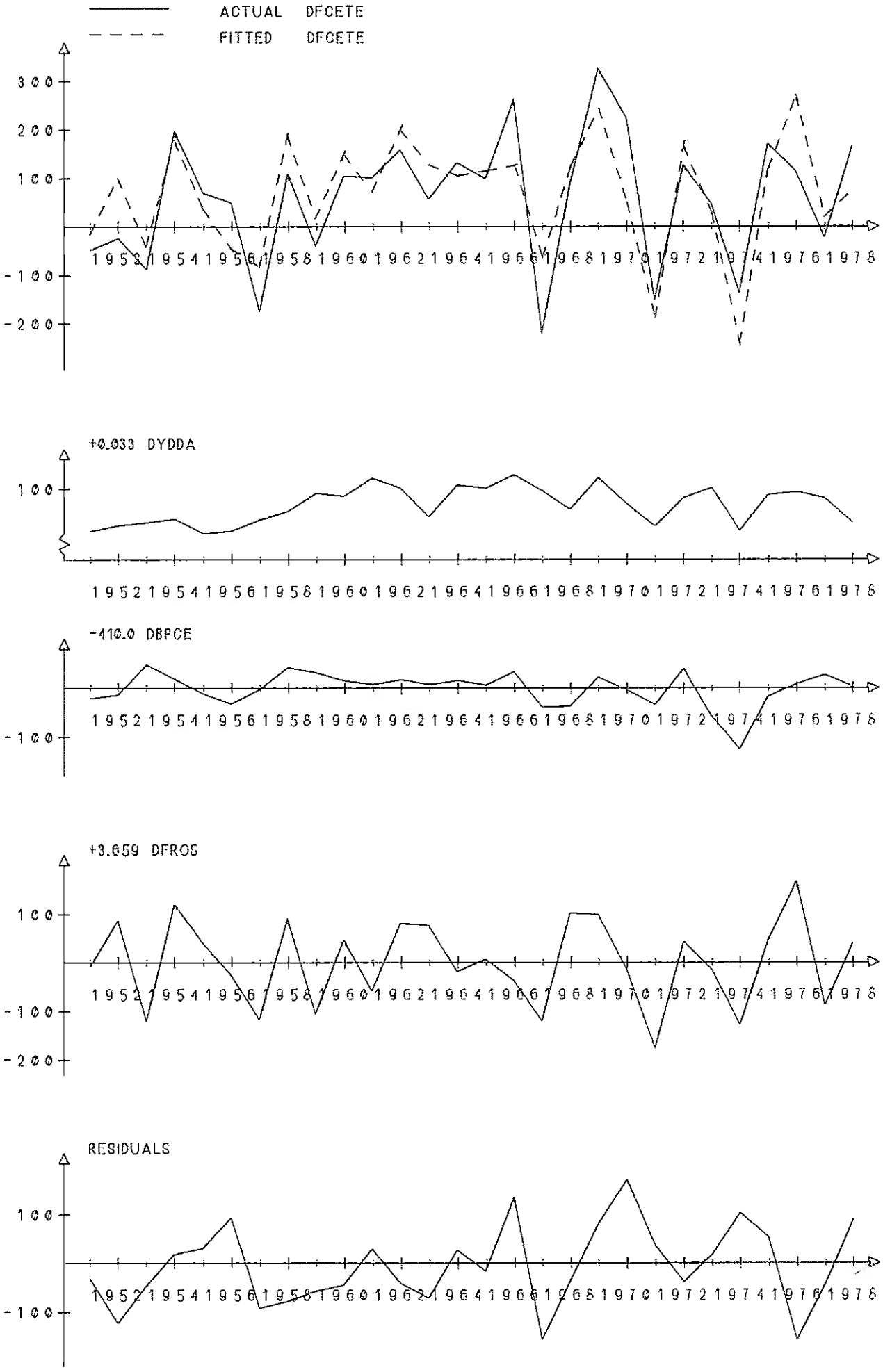




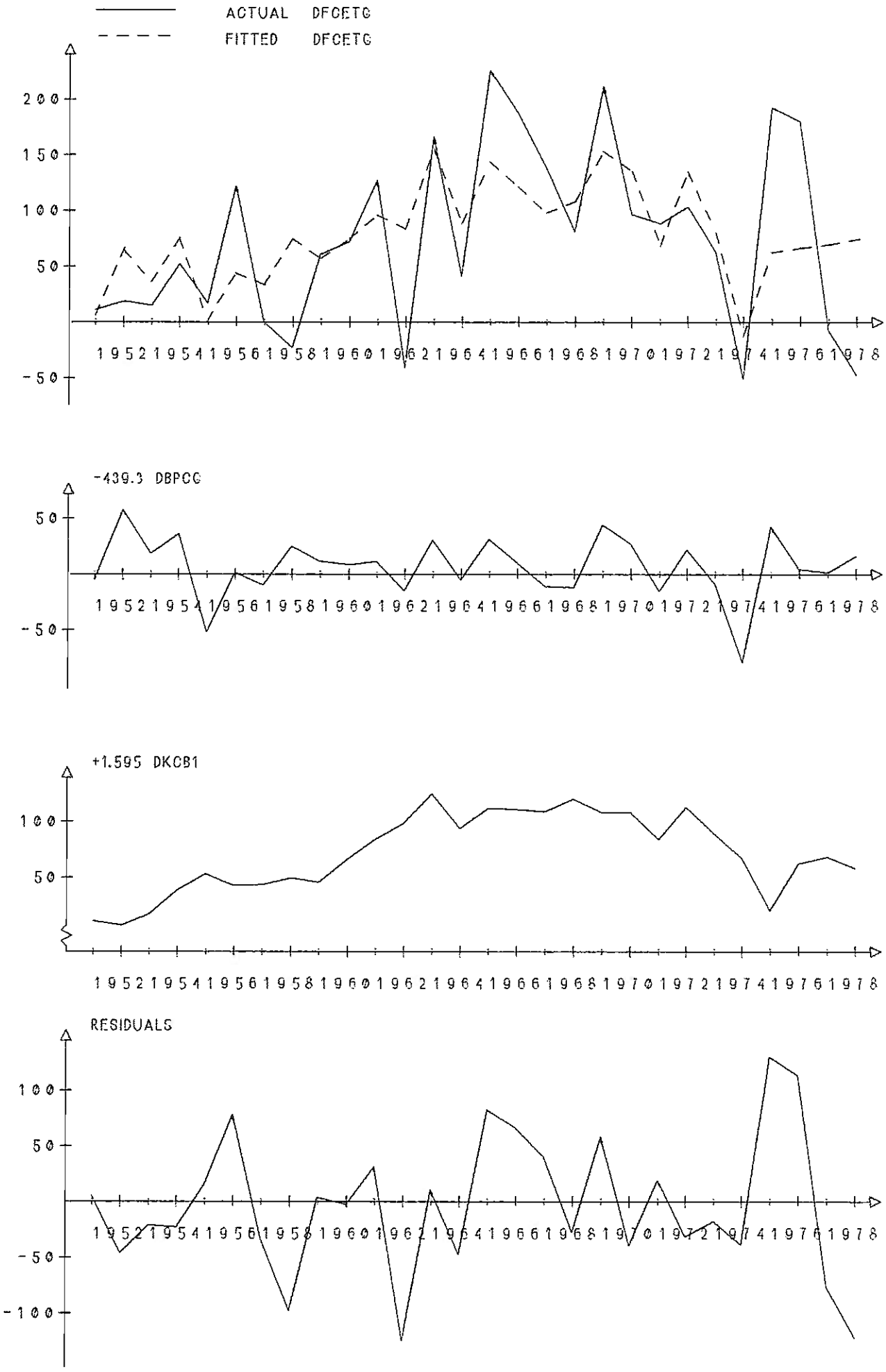




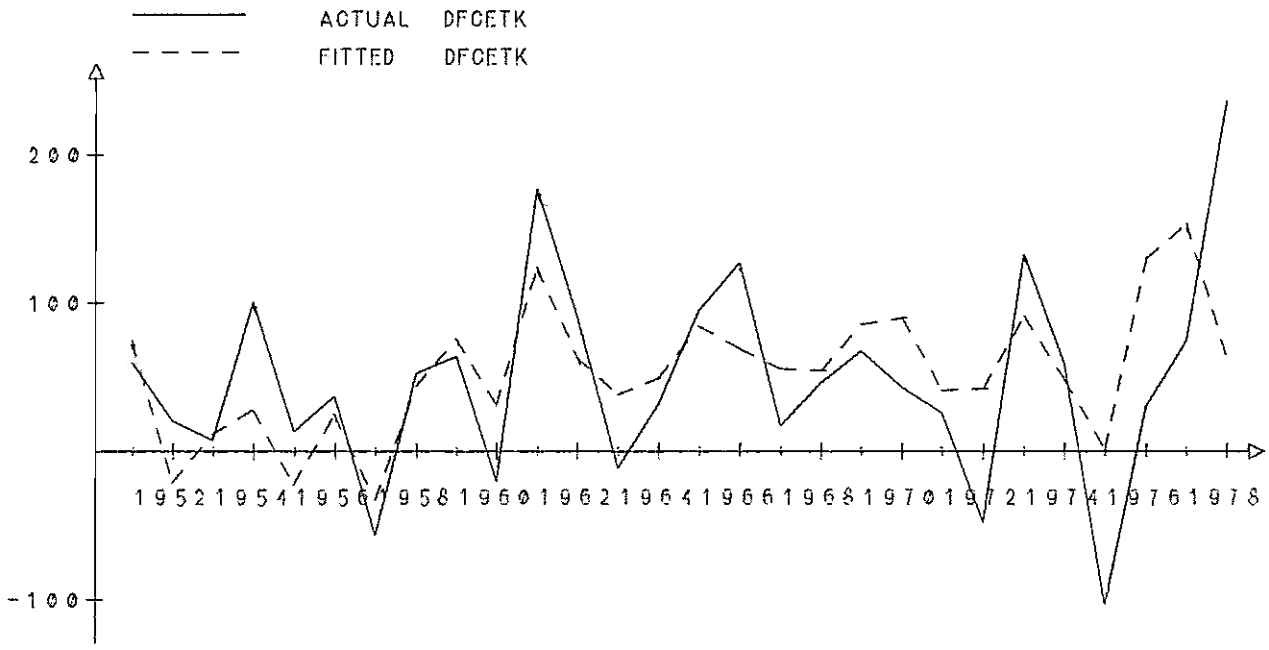
DFCETE-RELATION

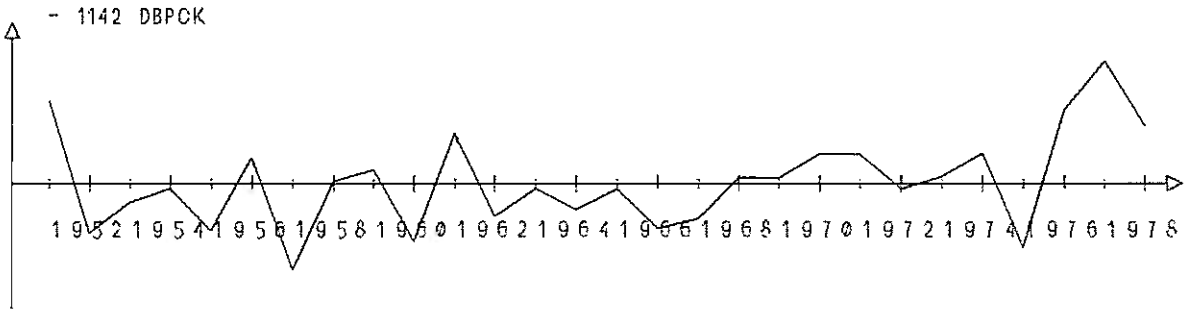


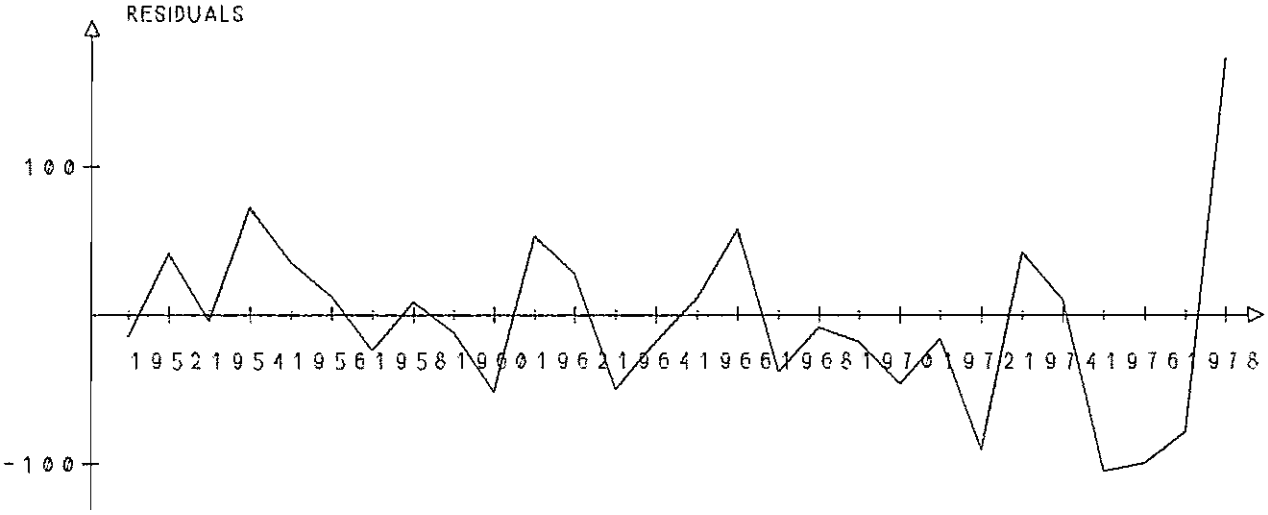
DFCETG-RELATION



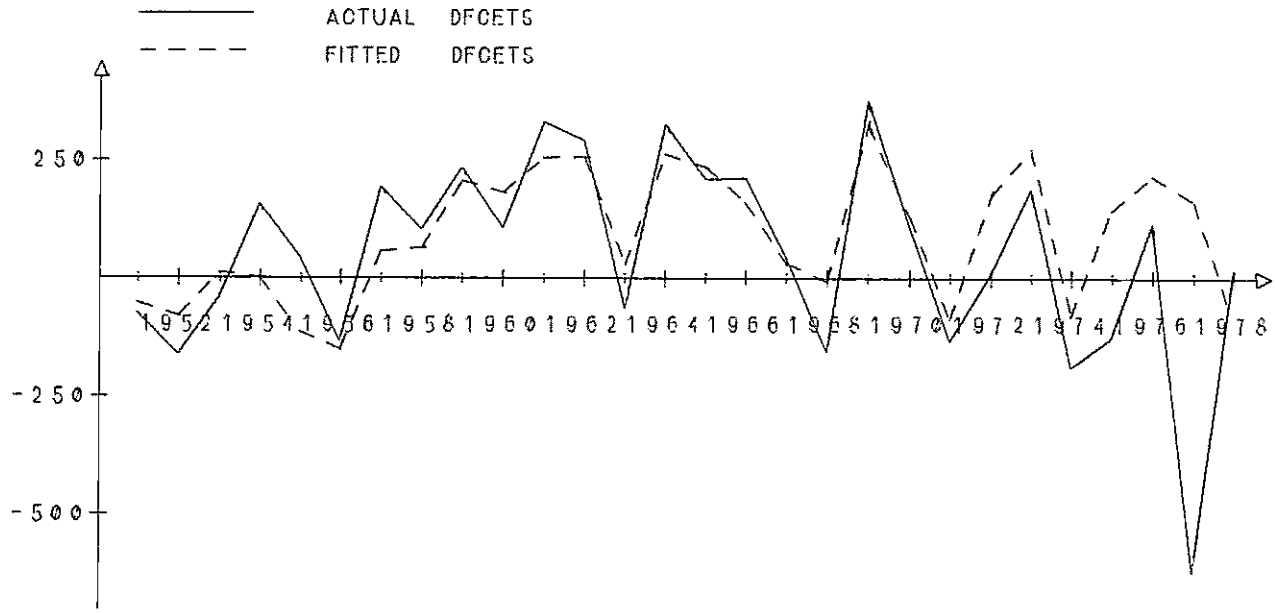
DFCETK-RELATION

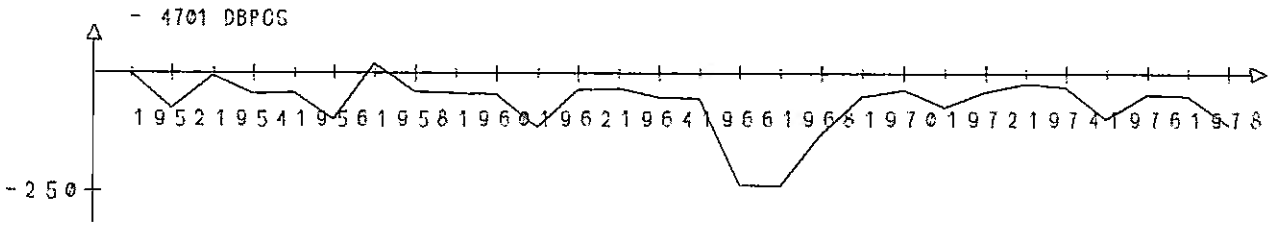


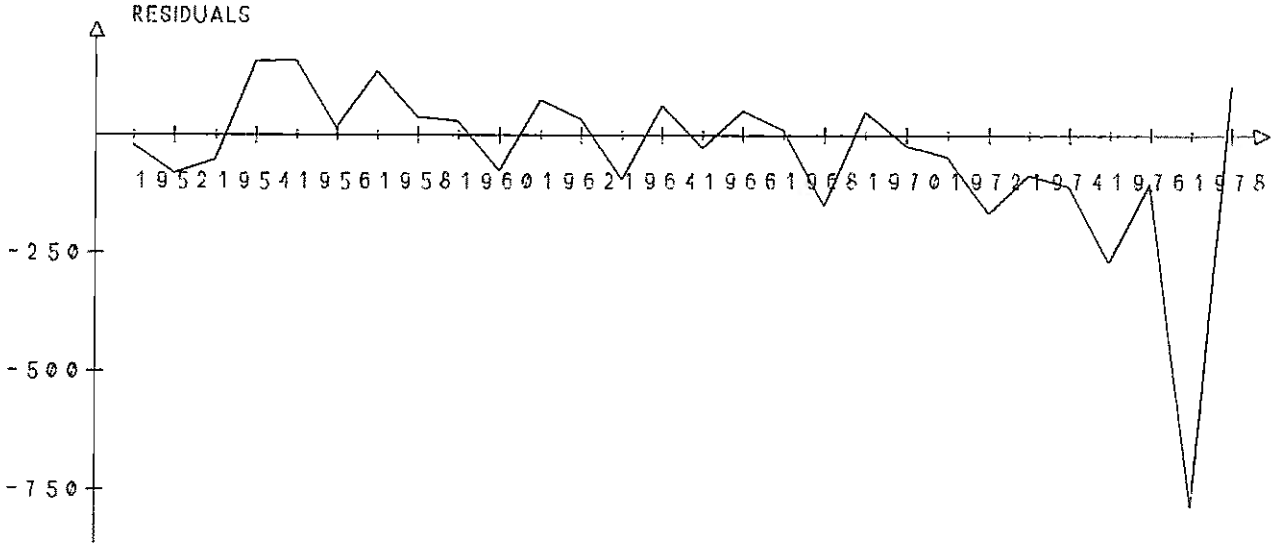




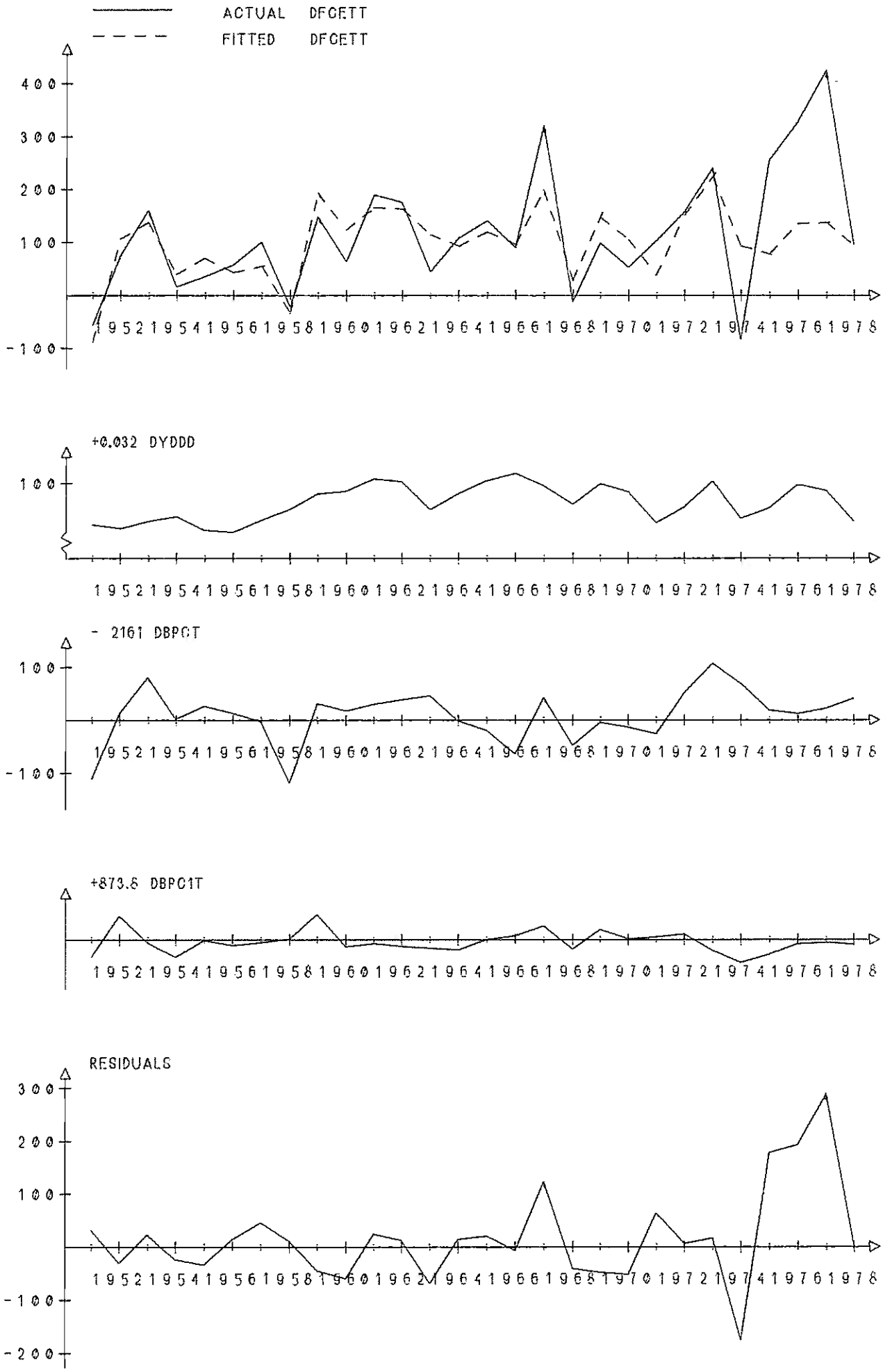
DFCETS-RELATION



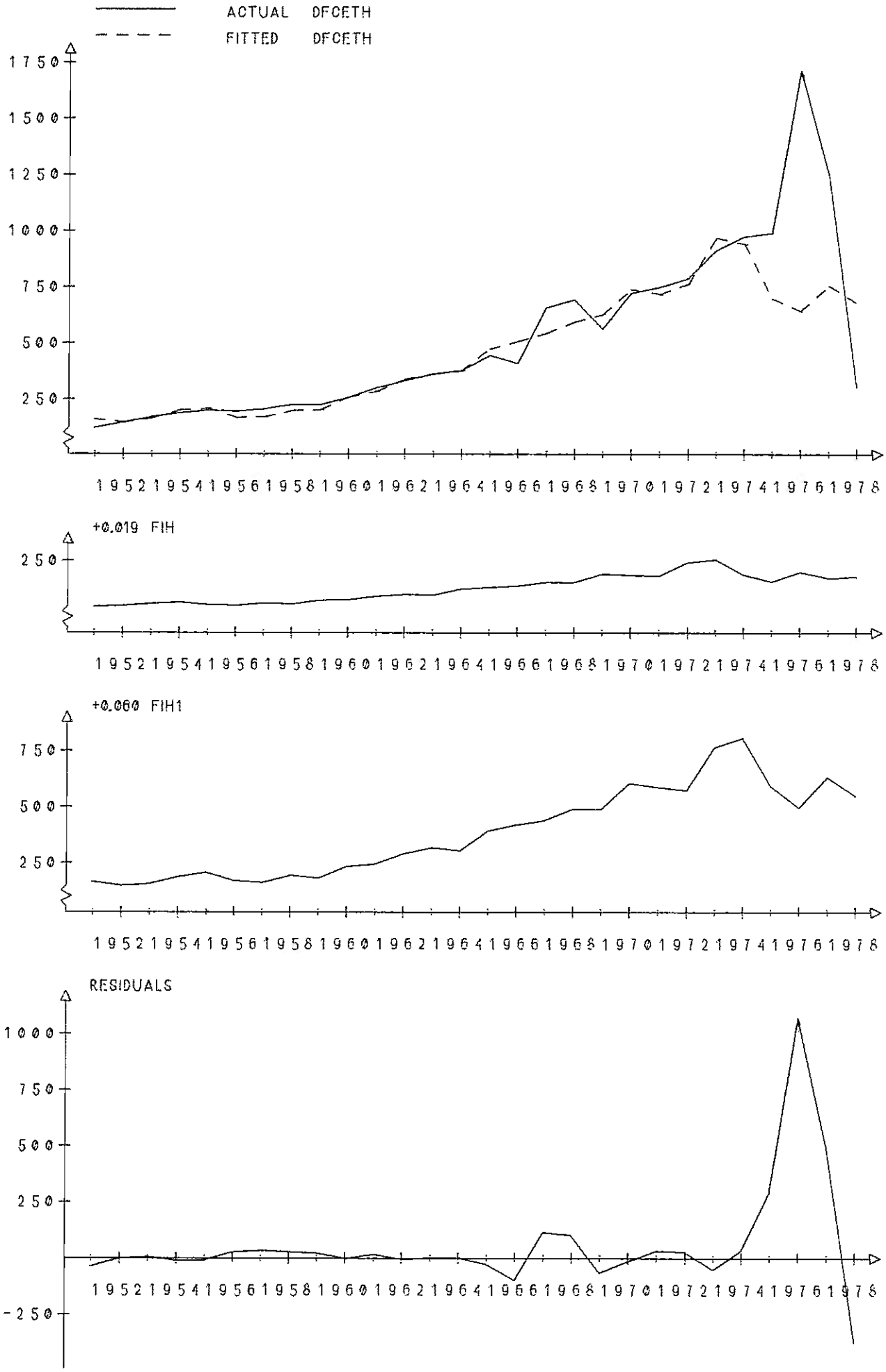




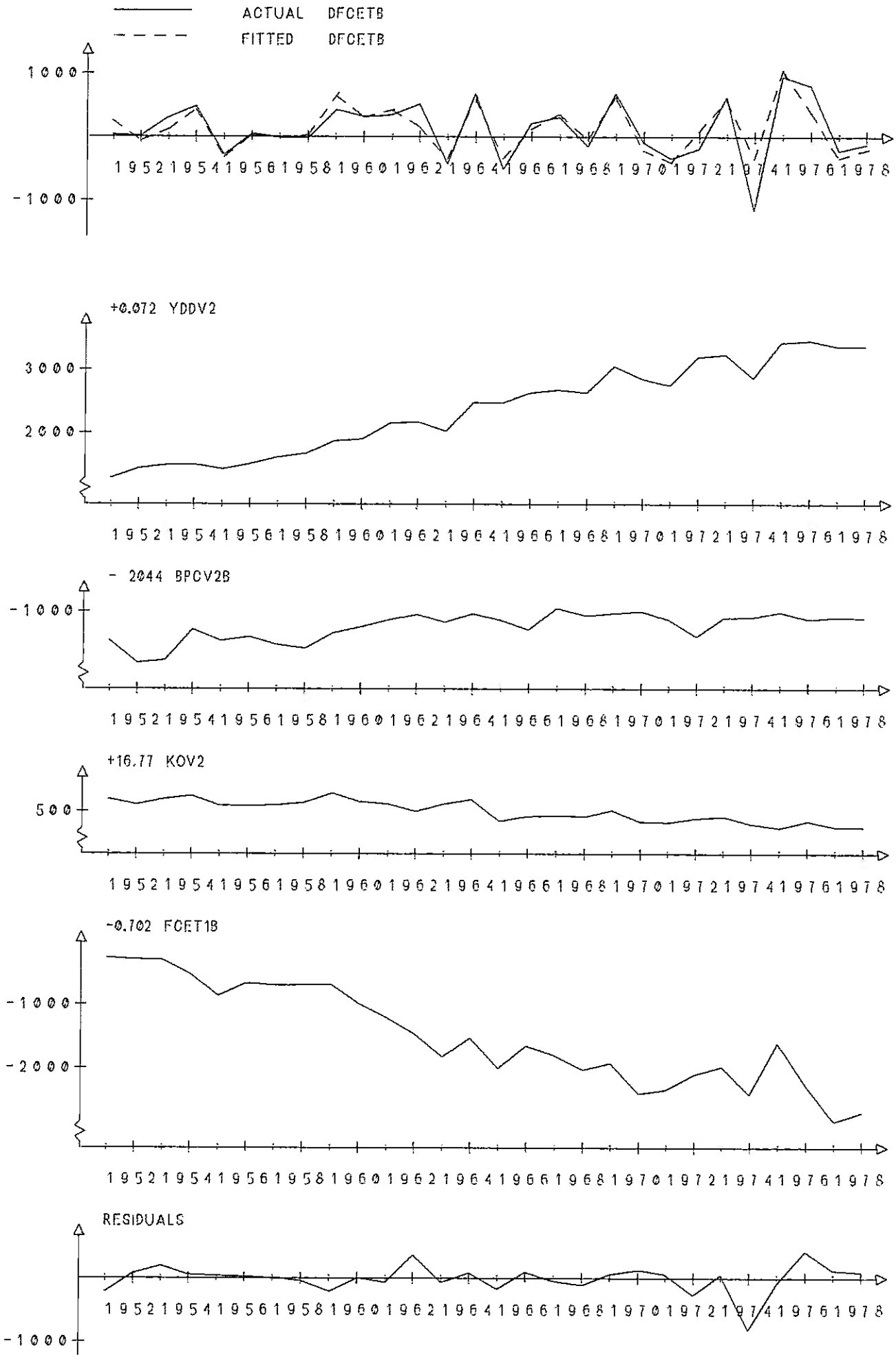
DFCETT-RELATION



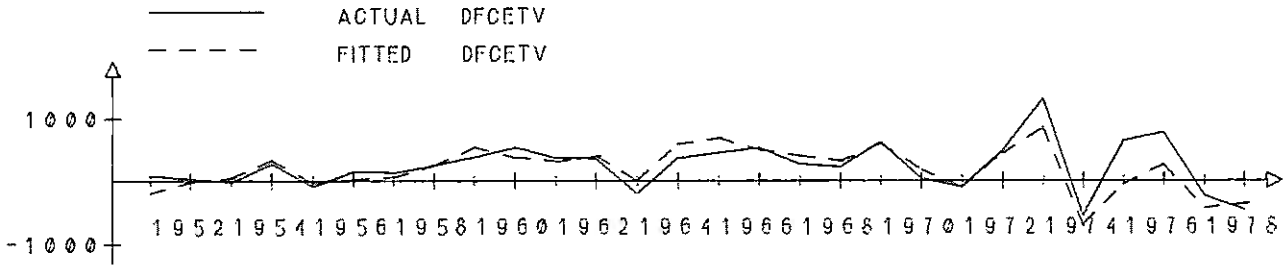
DFCETH-RELATION

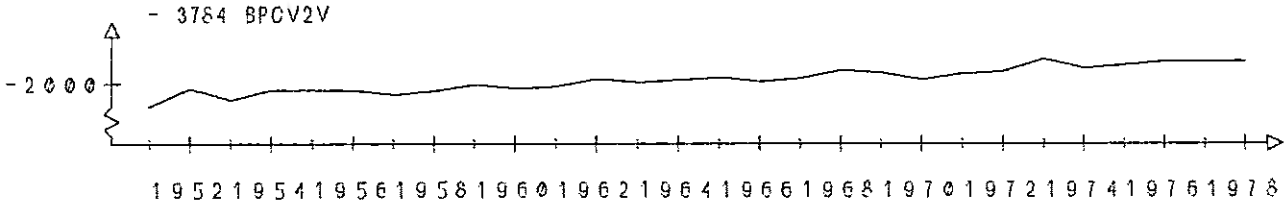


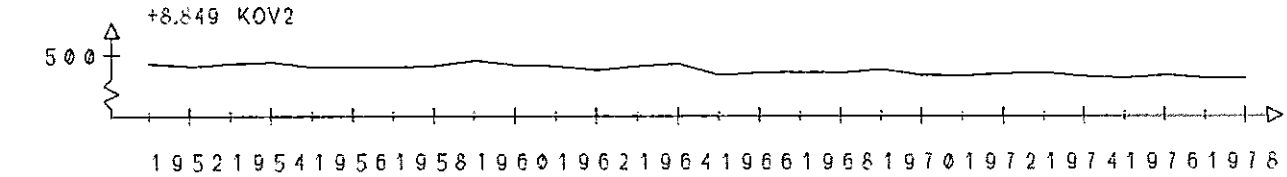
DFCETB-RELATION



DFCETV-RELATION







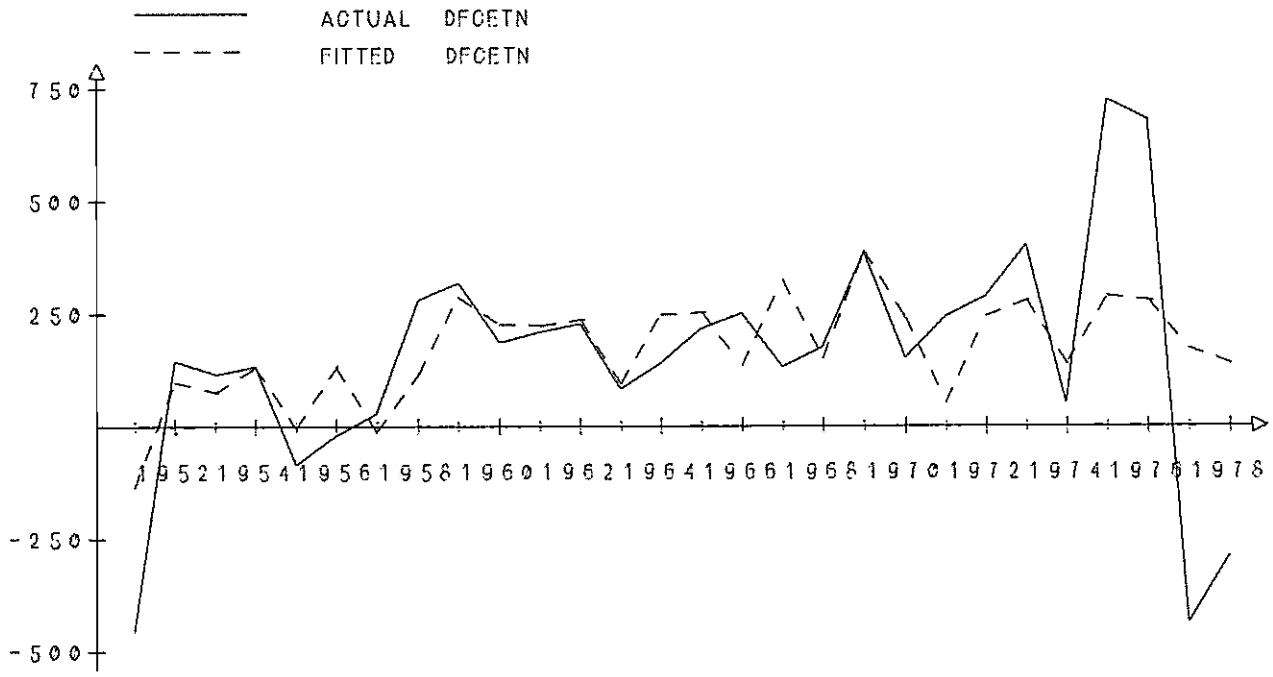
Priselastizitäten

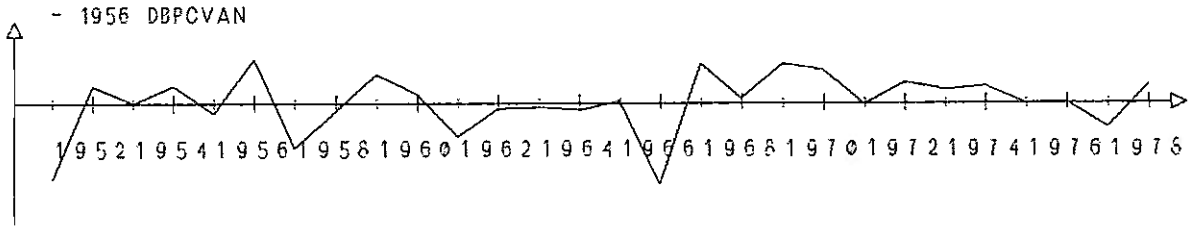
Bez.				kent 1970	kent 1978	Langfristig 1970	Langfristig 1978
FCF	13992 14089		70: 1 78: 2.206955 / 2.057486	-.175	-.179	-.175	-.179
FCN	6537 8379		1.747806	-.299	-.200	-0.150	-.100
FCI	9799 10446		1.931361	-0.197	-.174	-.197	-.174
FCÖ:	3187 3491		2.832426	-.129	-.162	-.129	-.162
FCG:	1921 2440		2.139357	-.229	-.166	-.229	-.166
B			2.217811				
V			1.801425				
R							
K:	2095 3107		1.750237	-0.424	-.361	-.424	-.361
S:	8865 8306		2.225536	-.520	-.566	-.520	-.566
T:	2444 3968		1.774698	-.884	-.470	-.527	-.280

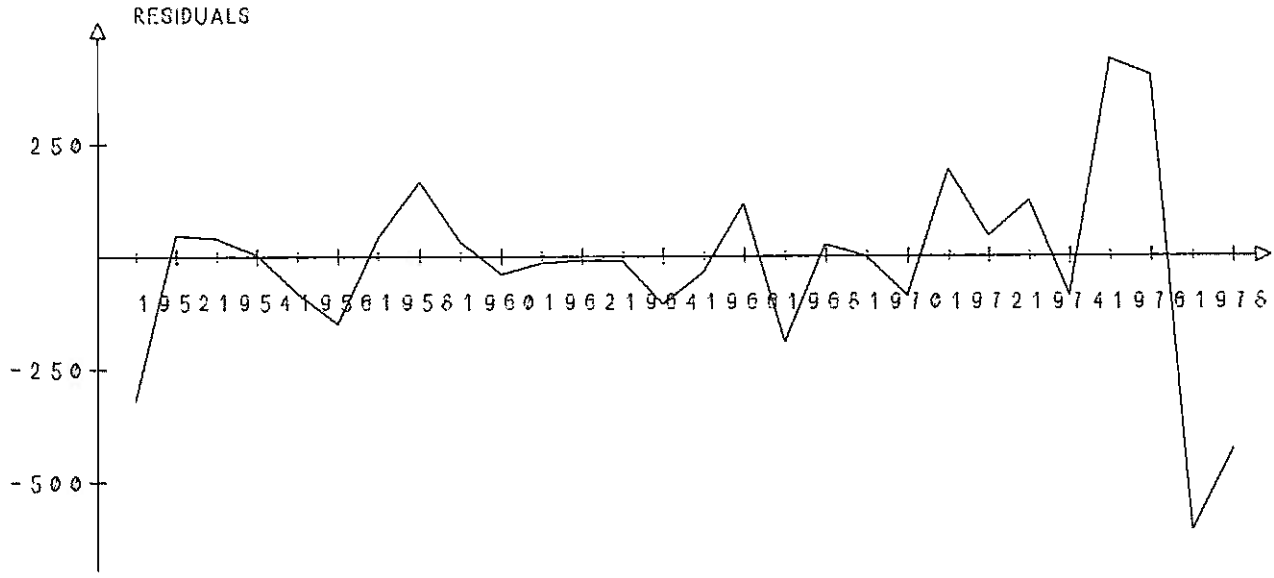
Indexmittelelastizität

			1970	1978	70 langfrist.	78 langfrist.
FCF :			Kurzfrist.			
	.07080					
	.4 .4. 2.					
Bd. 70	78750		.159 /	0.779	.398	.448
78	92030.99					
FCN:	.08077					
	.5 .3 .2		.486	0.452	.973	.903
FCI:	.1284 .0670.		1.032 ~~.1077~~	1.145	1.551	1.719
FCE:	.0330 5.3. 2		.408	.440 ~~0.8791~~	.817	.879
FCG:	FCK:	.02593 442	~~.738~~ .321	.305	.758	.762
FCB.	S:	.1284 532	.570	.719	1.141	1.438
FCN. FCR.	T:	.03156 442	0.407	0.296	1.017	0.740

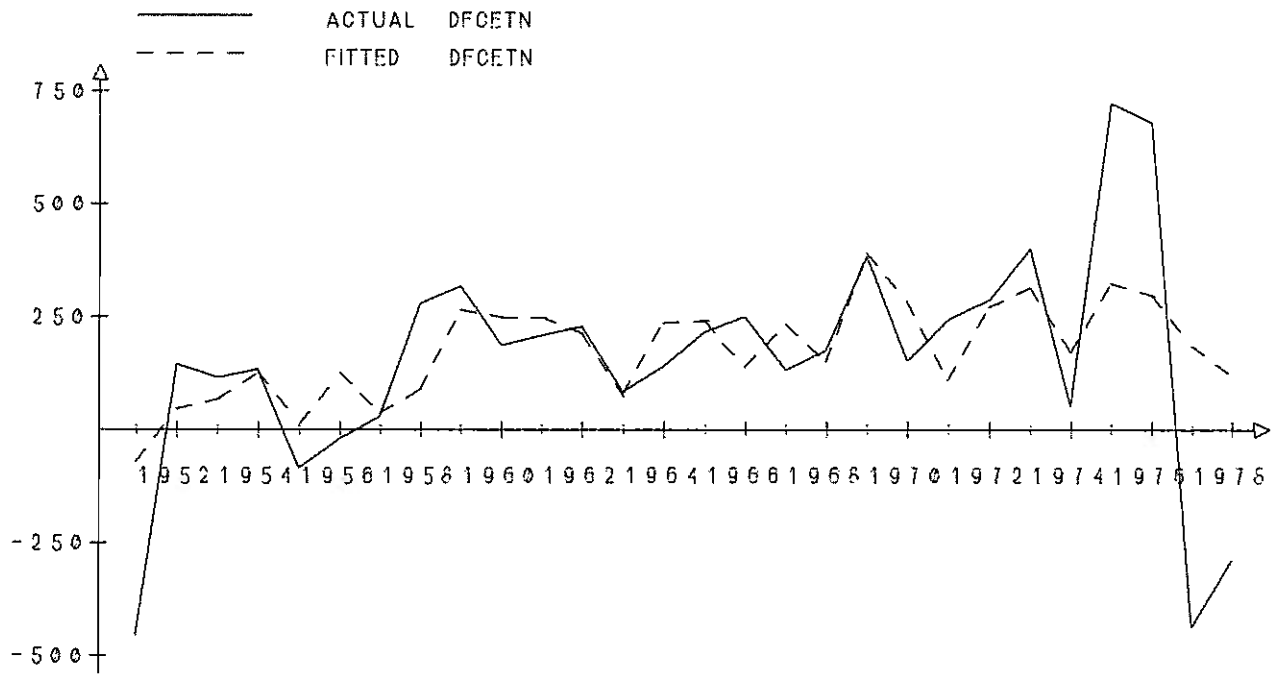
DFCETN-RELATION

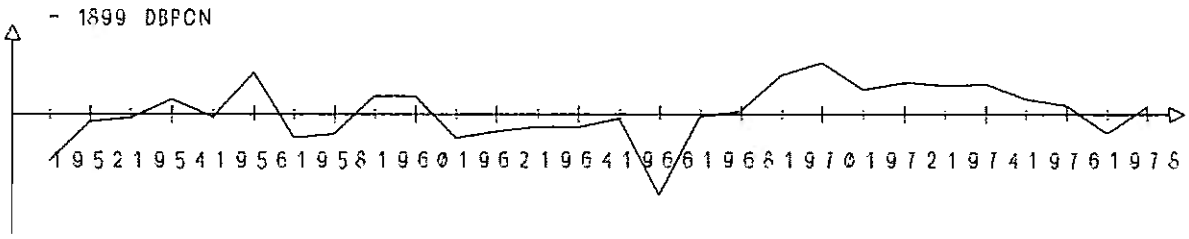


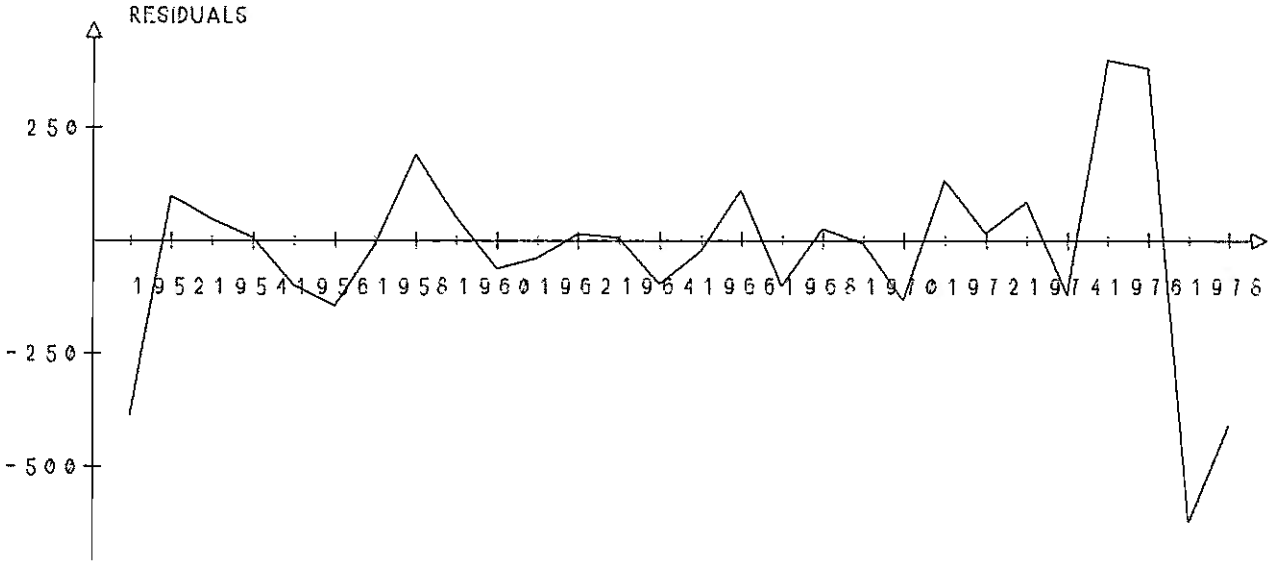




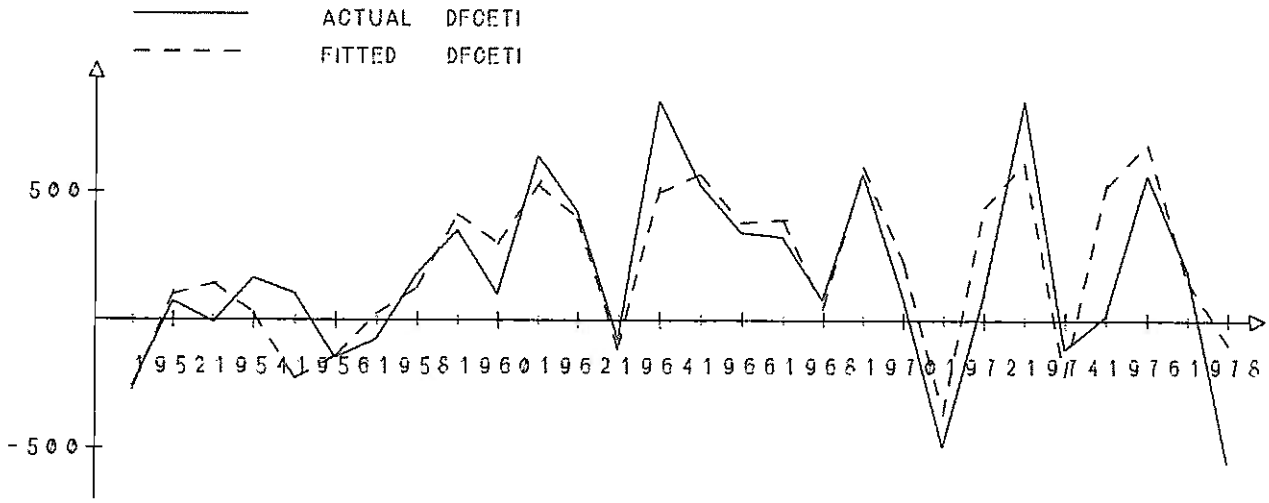
DFCETN-RELATION1

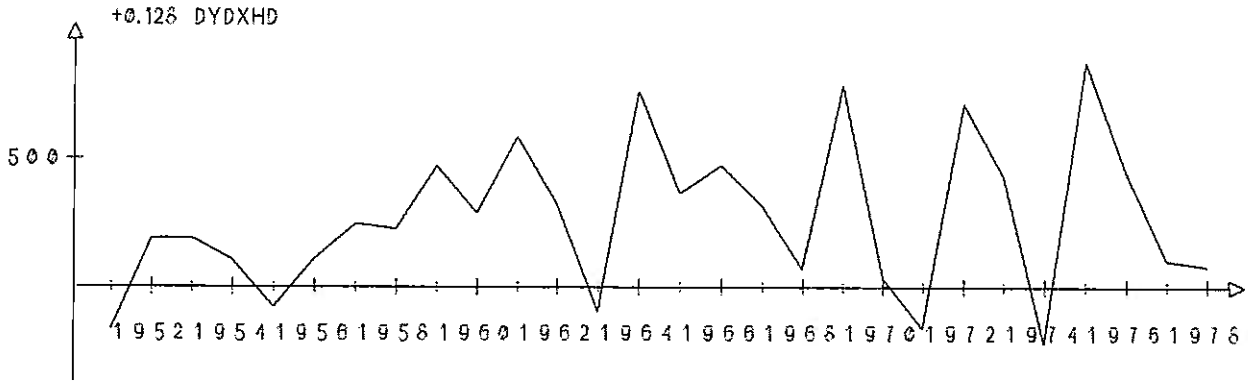


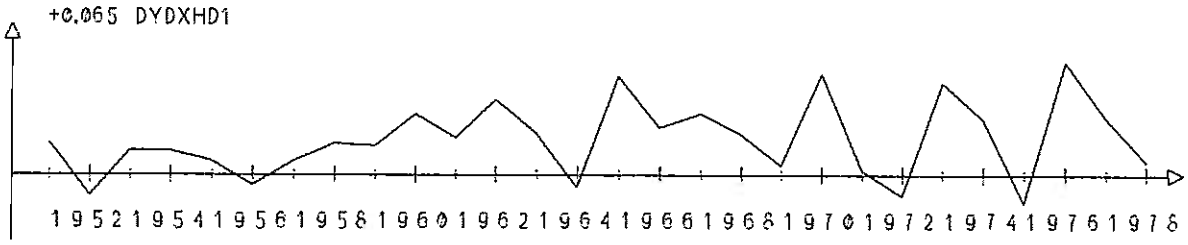


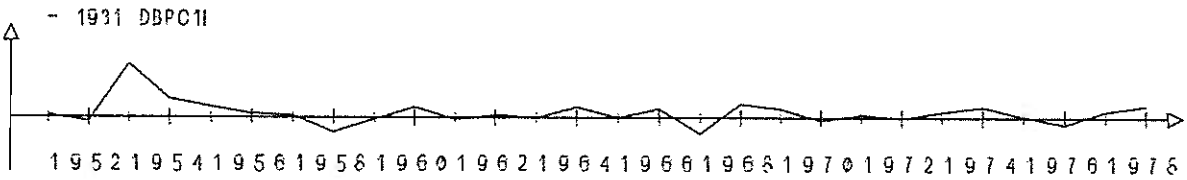


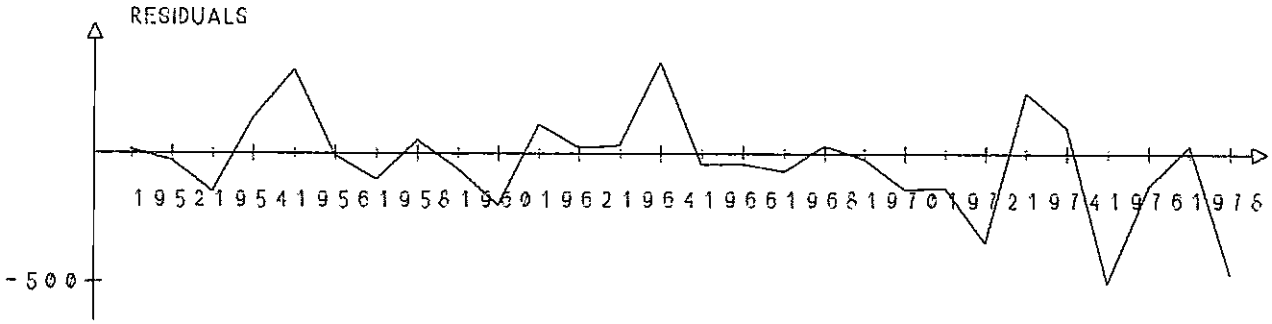
DFCETI-RELATION



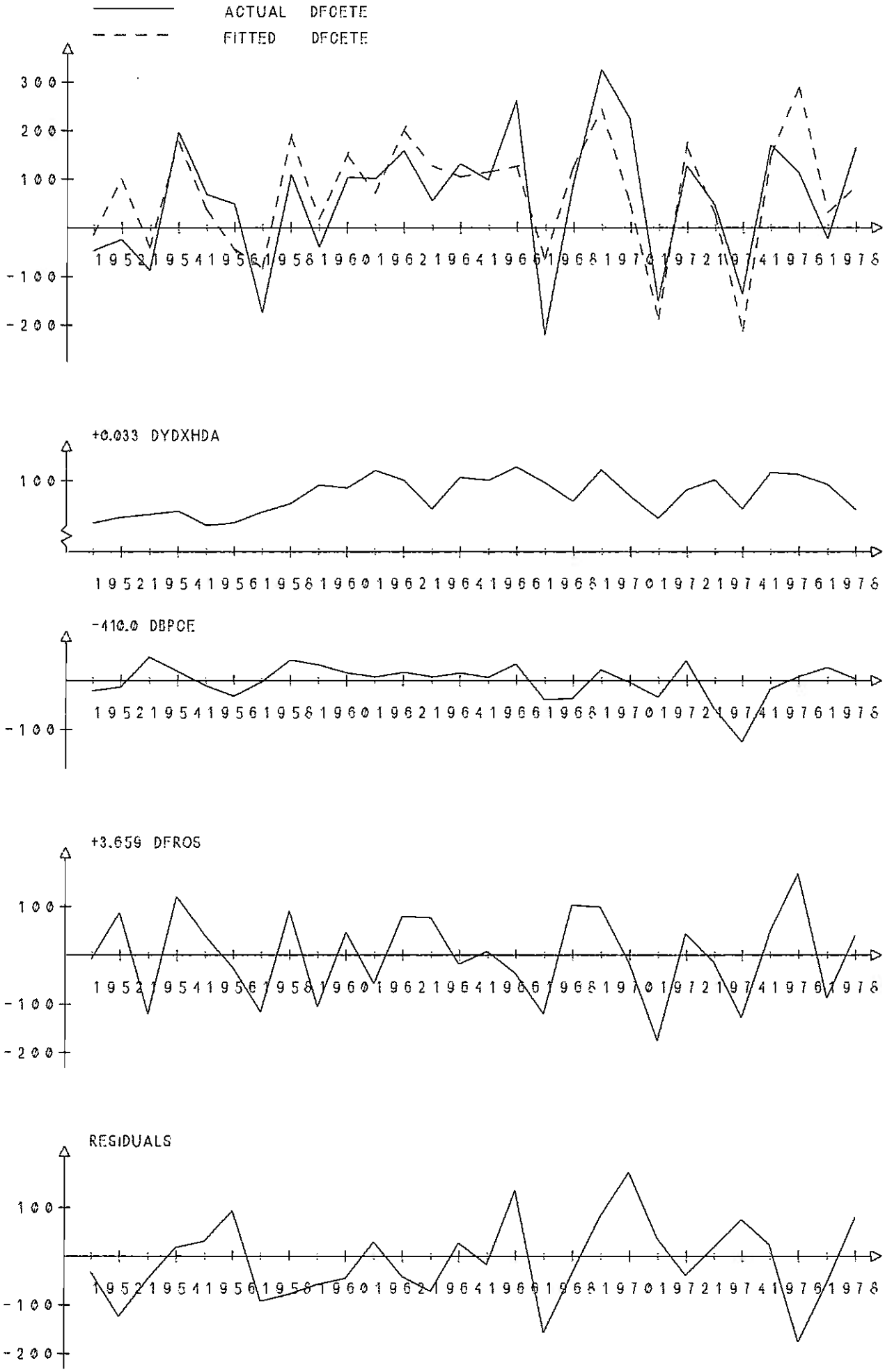




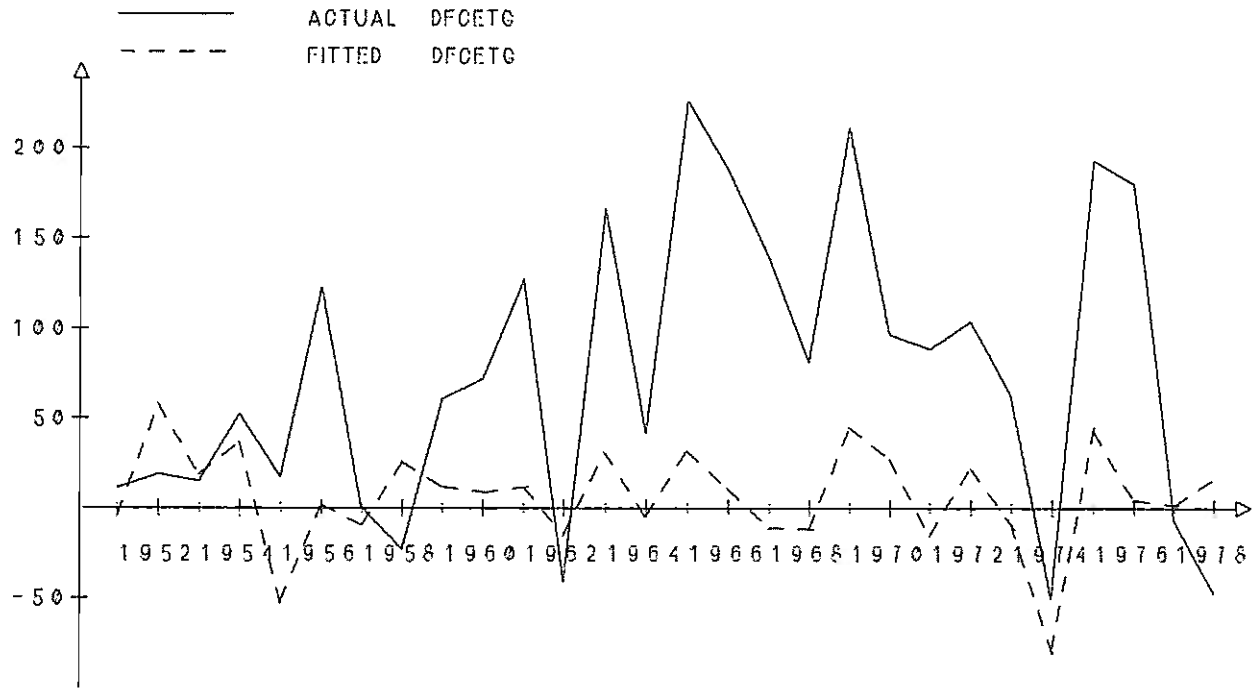


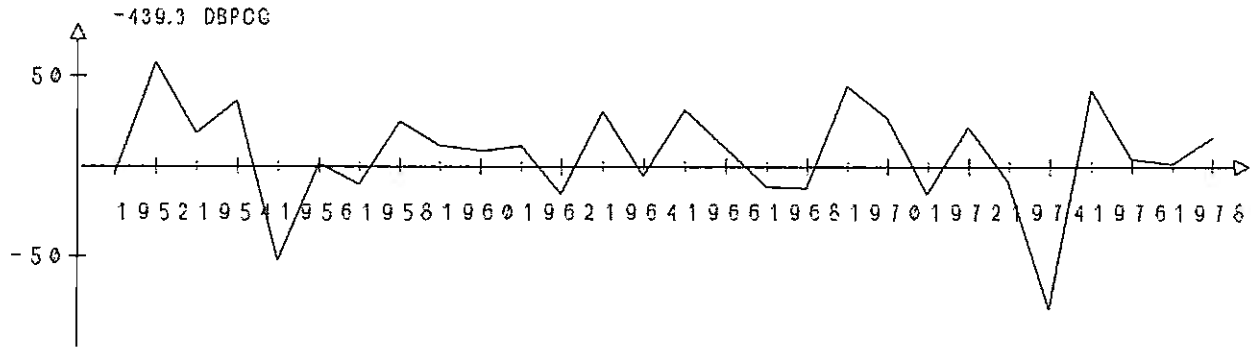


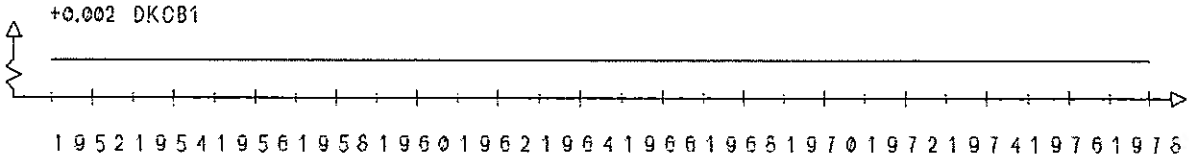
DFCETE-RELATION

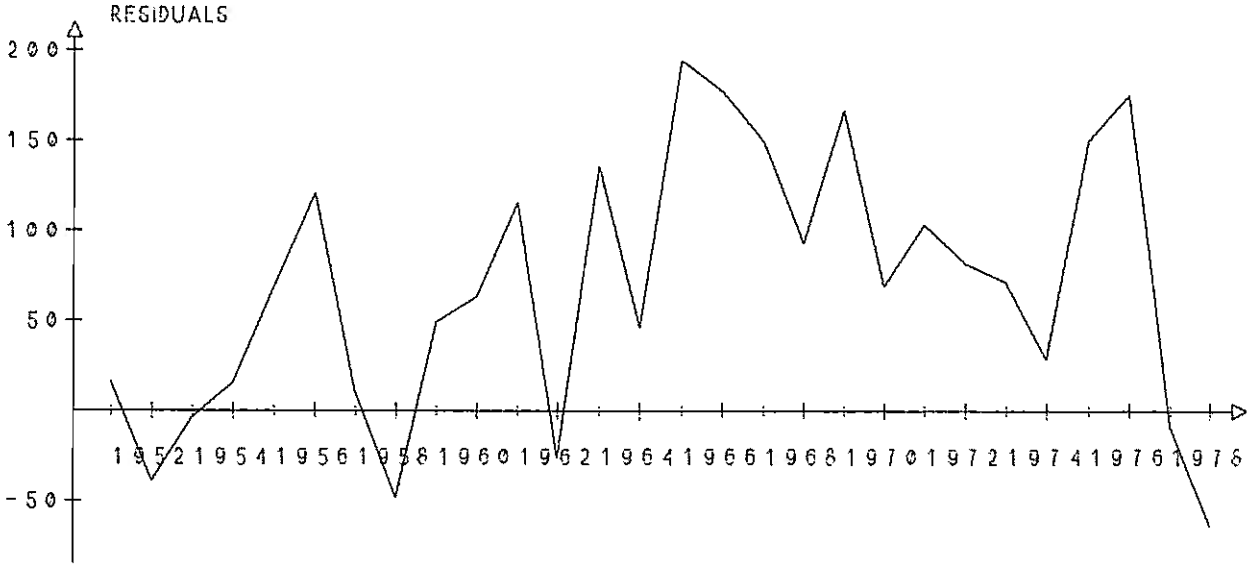


DFCETG-RELATION

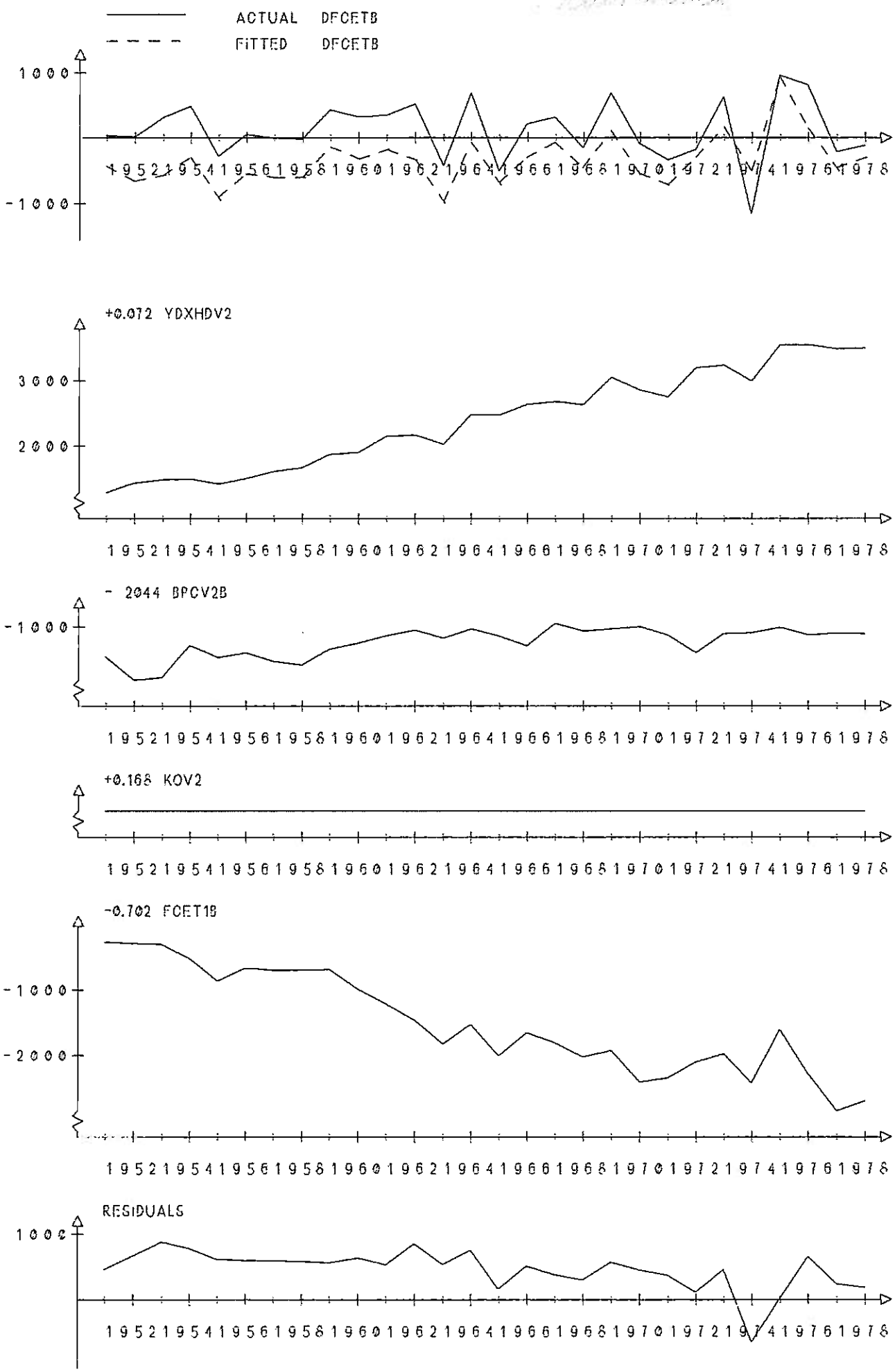




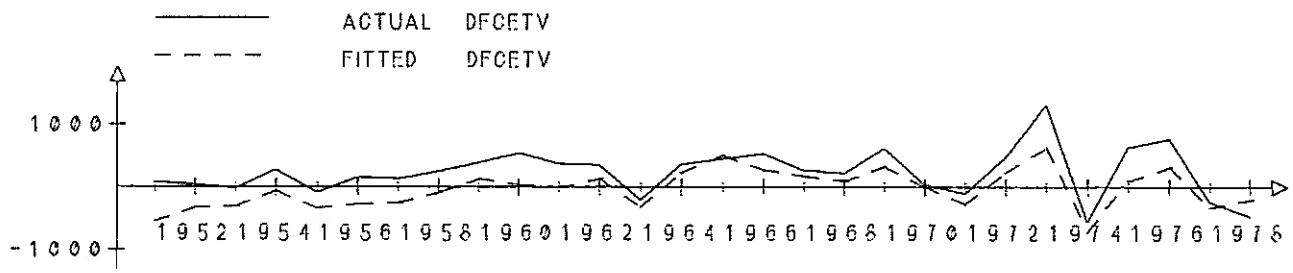


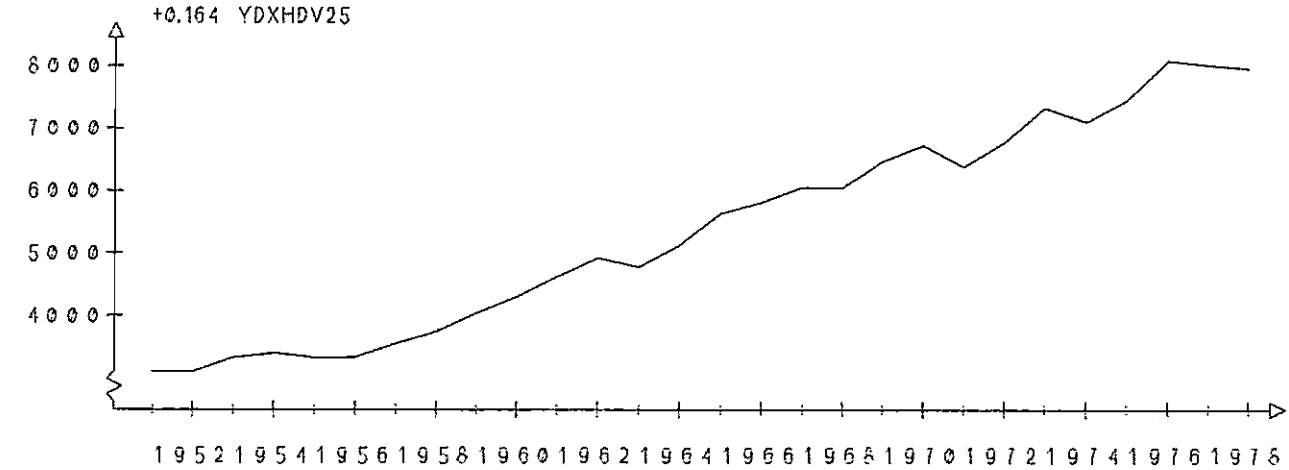


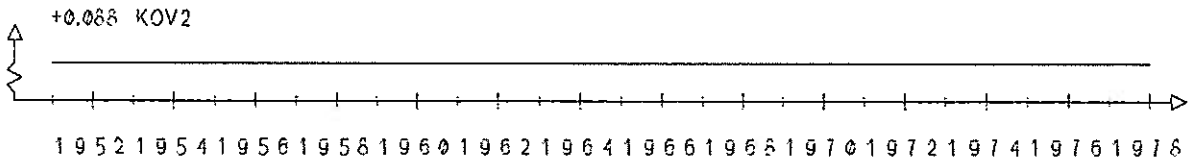
DFCETB-RELATION

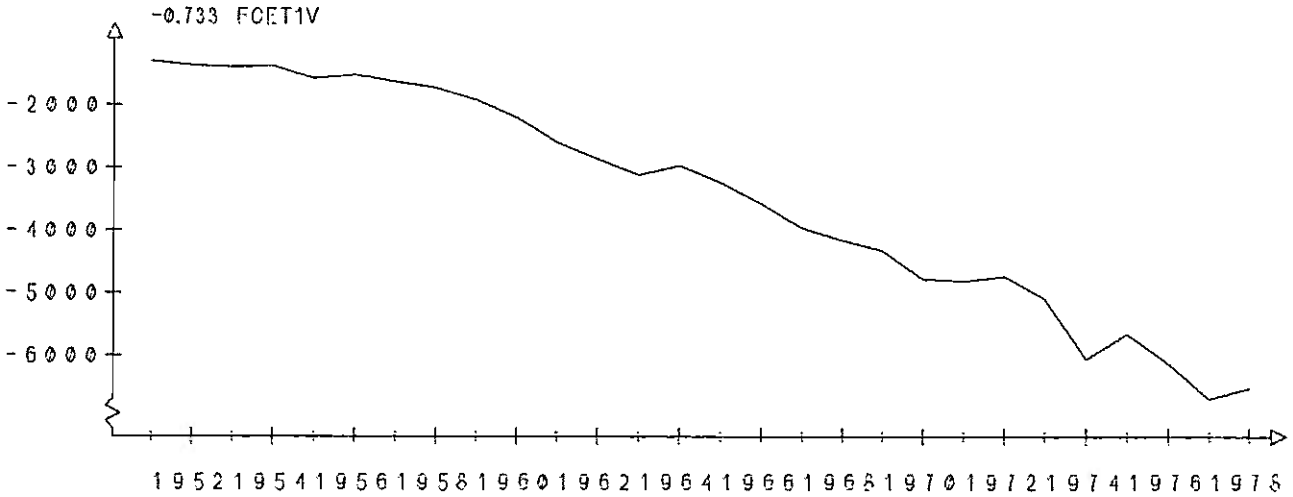


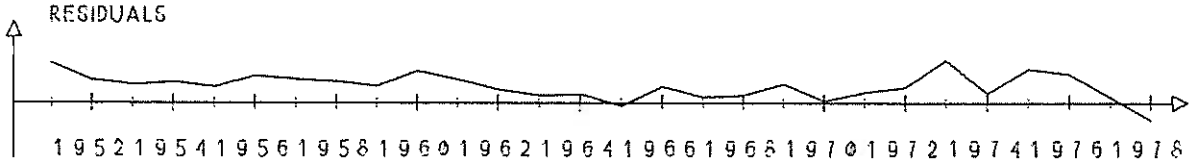
DFCETV-RELATION



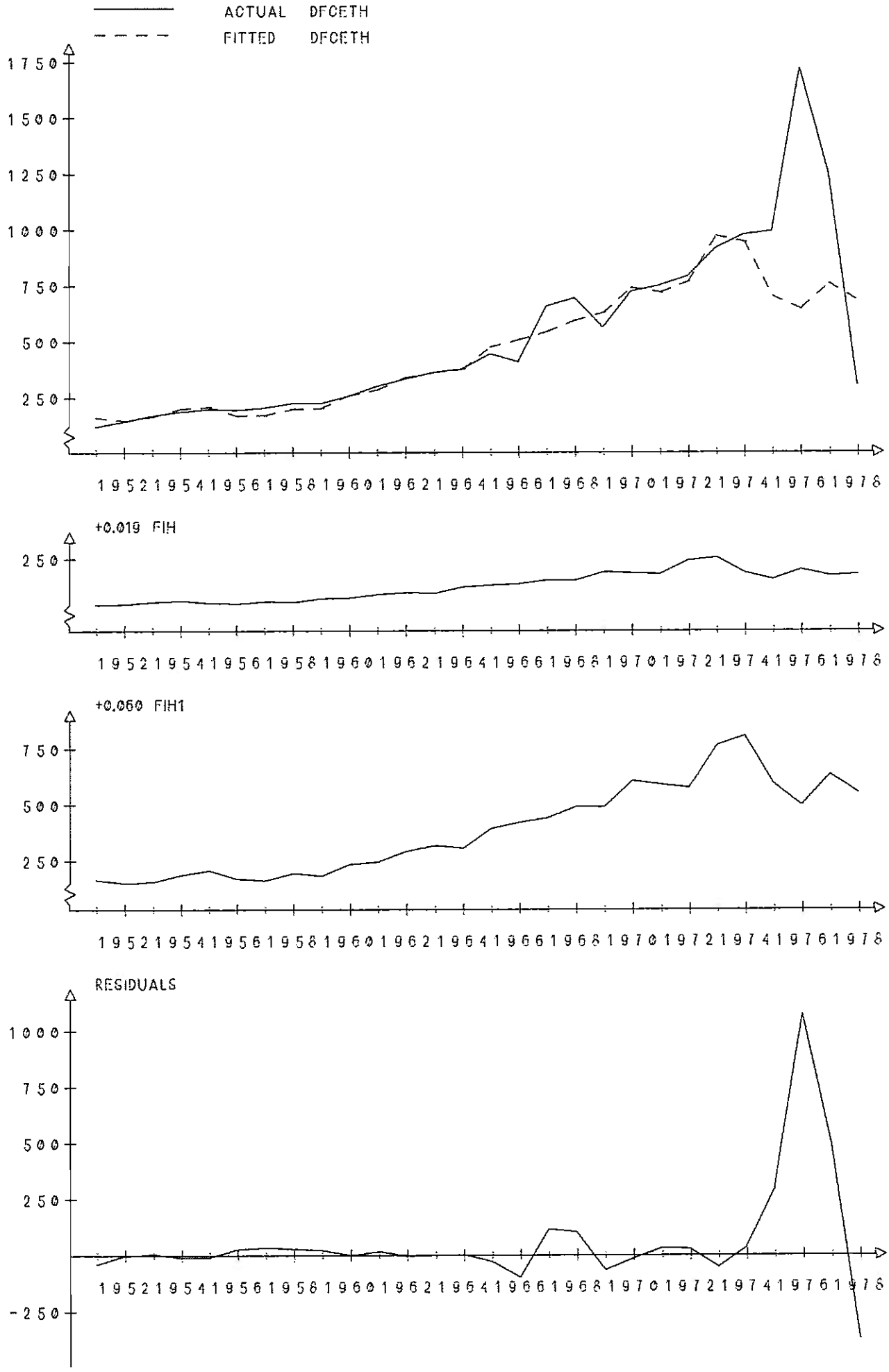




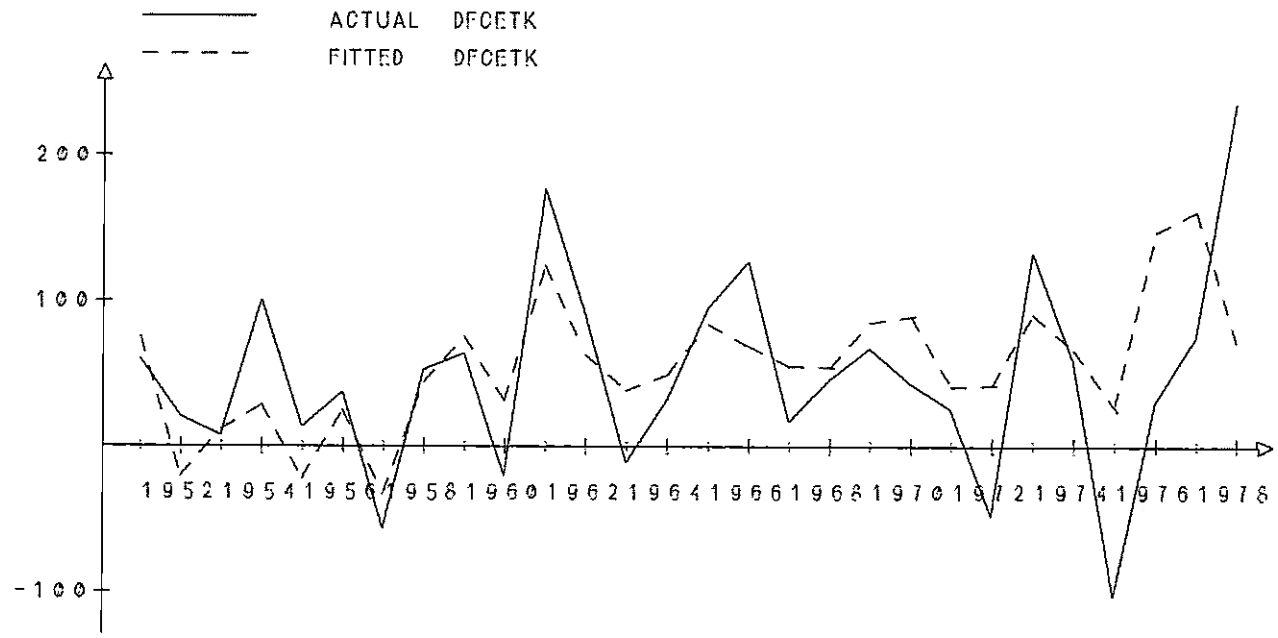


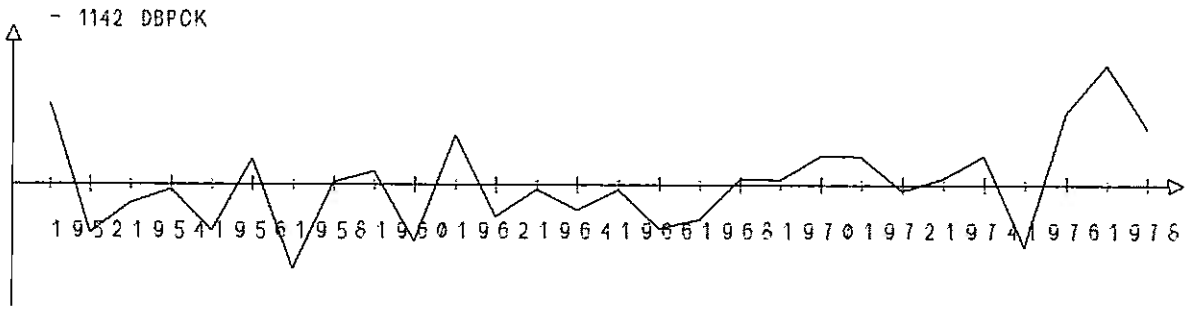


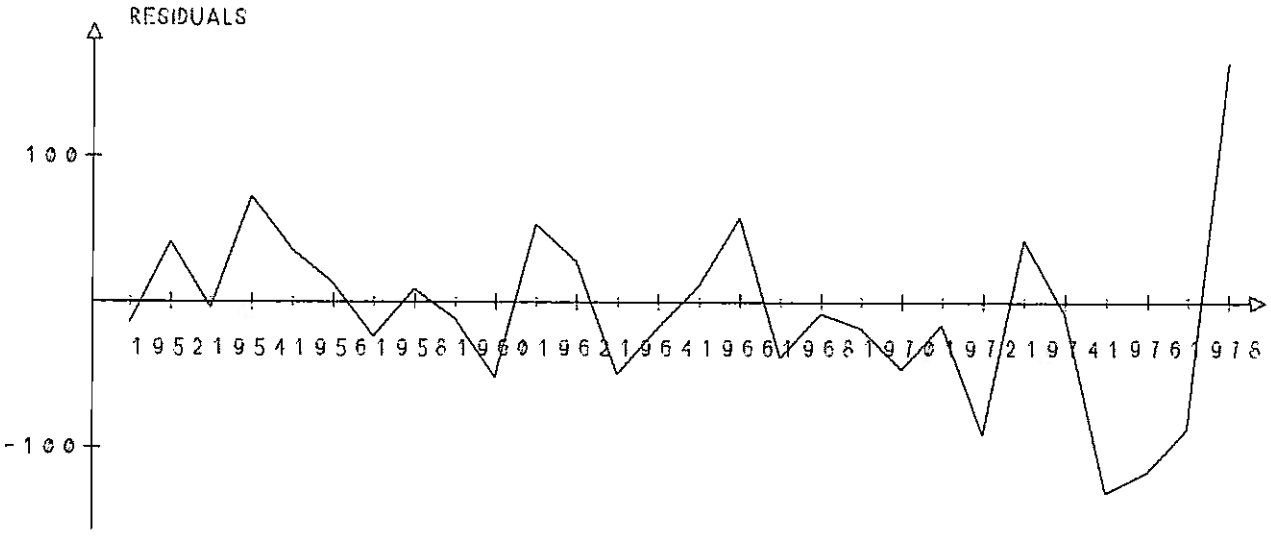
DFCETH-RELATION



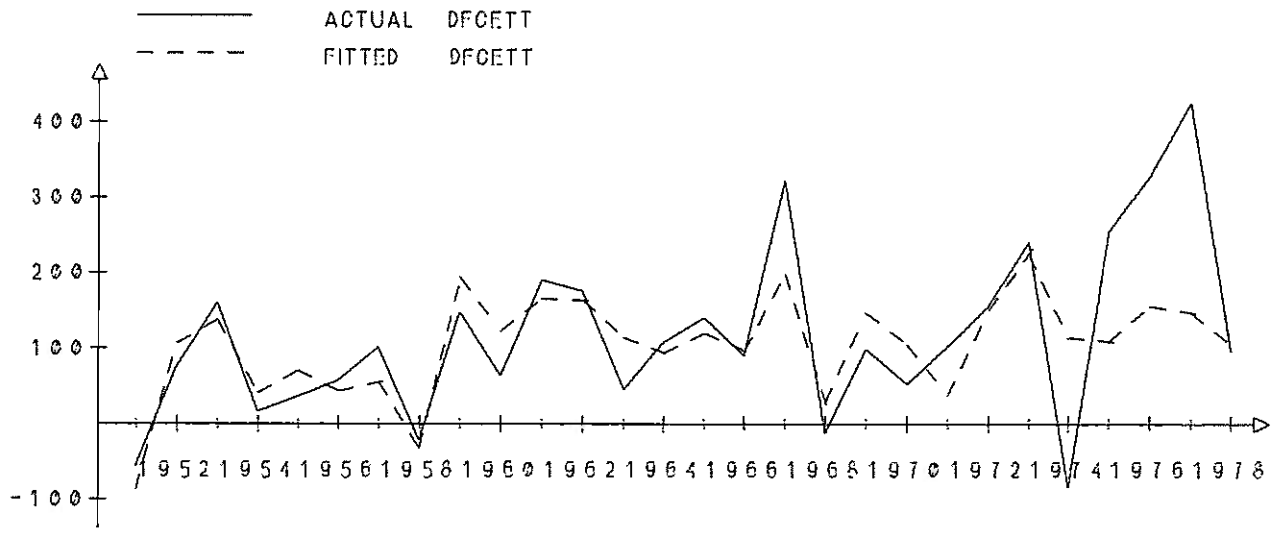
DFCETK-RELATION

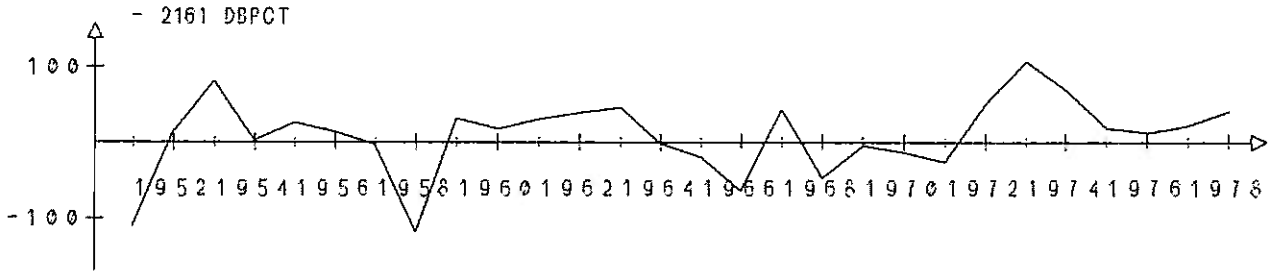


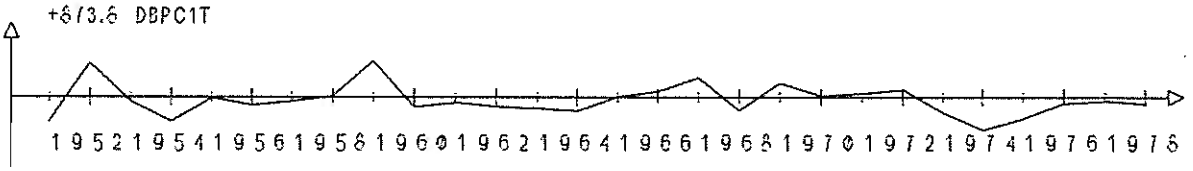


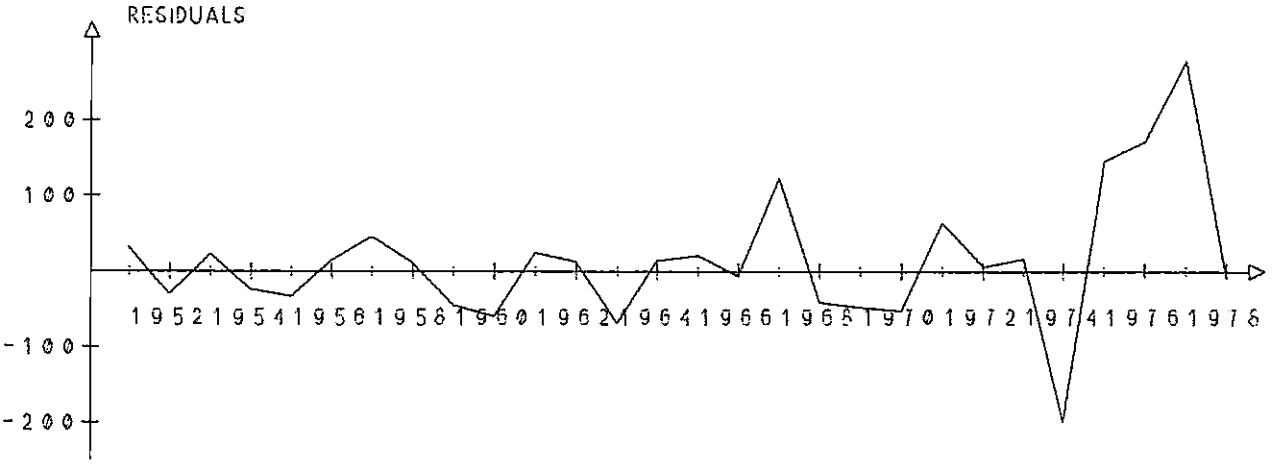


DFCETT-RELATION

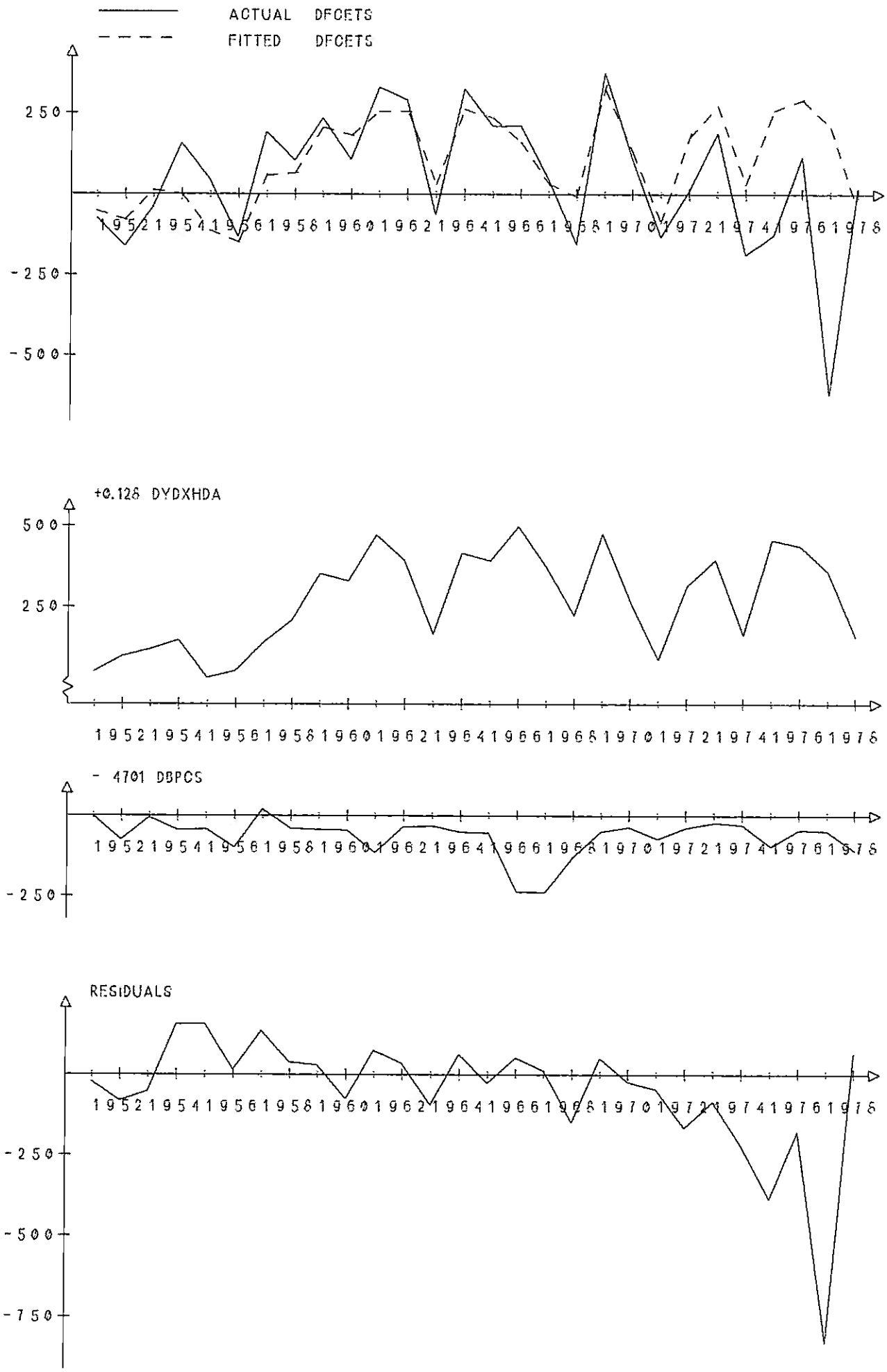








DFCETS-RELATION



Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

12. september 1979
EV/EV
(rettet 13. sept.197

Færøerne og Grønlands nettorenteindtægter fra øvrige udland som modelvariabel ?

Ved nærlæsning af nationalregnskabs- og betalingsbalancestatistikken vil man opdage, at oplysningerne om rente- og udbyttebetalingerne fra udlandet, netto, op til og med 1974 er identiske i de to opgørelser. Fra 1975 og frem er der en lille forskel i bruttoudgifternes størrelse.

Denne forskel skyldes, at betalingsbalancestatistikken jo som bekendt omfatter også Færøerne og Grønland, og at der også sker rentebetalinger mellem Færøerne og Grønland og det for disse øvrige udland. Det viser sig, at der er tale om nettorenteudgifter for Færøerne; for Grønland synes der ikke at være tale om nævneværdige beløb, jf. tabellen nedenfor.

Dette forhold burde vel få betydning i følgende relationer:

1) Tien = iken • Ken(-1) + JTien

2) $Tien_{DK} = Tien - Tien_{FG}$

3) $Tipn = Tien_{DK} - Tion$

hvor $Tien_{FG}$ skal være eksogen.
På den anden side er størrelsesordenen af $Tien_{FG}$ jo så lille, at man vel godt indtil videre kan leve med problemet. Det bør bemærkes, at hvis Tipn ændres, vil også Yd blive ændret.

renter og udbytter	Betalingsbalancen			Nationalregnskabet				
				DK			F	G
	indt.	udg.	Tien	indt	udg.	$Tien_{DK}$	$Tien_{FG}$	
1974	1720	3183	-1463	1720	3183	-1463	-	-
1975	1492	3358	-1866	1492	3352	-1860	-6	-
1976	1626	3805	-2179	1626	3796	-2170	-9	-
1977	2297	5587	-3290	2297	5576	-3279	-11	-
1978	2960	7785	-4825	2960	7770	-4810	-15	-

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

11. september 1979
EV/EV

Forbrug af boligydelser

Forbruget af boligydelser (husleje), fCh, er ikke tidligere medtaget i beskrivelsen af de relationer, der er valgt for det private forbrug. Nogen adfærdsbeskrivelse af denne forbrugskomponent skal da heller ikke forsøges. Den nedenfor diskuterede relation har pseudokarakter og har til formål at lave en vis kobling af huslejeposten til boliginvesteringerne. En lignende beskrivelse er benyttet i den på gammelt nationalregnskab opstillede ADAM, jf. rapport nr. 3, afsnit 6.2. Der er således ikke tale om nogen ny filosofi. En kobling som ovenfor skitseret kan i prognosesituationer være at foretrække, idet der derved automatisk sikres et vist check på at udviklingen i boligforbruget - forudsat der ikke sker ændringer i saneringsomfanget og i størrelsen af en evt. boligreserve - følger investeringerne i boliger.

Den relation, der hidtil er benyttet, har følgende udseende:

$$(1) \quad DfCh = \underset{(4.5)}{15.5} + \underset{(0.010)}{0.081}\, fIb + \underset{(0.011)}{0.025}\, fIb(-1)$$

$$n = 1951\text{-}69 \quad s = 7.5 \quad R^2 = 0.91 \quad DW = 1.46$$

Bruges de samme forklarende faktorer igen, idet dog nu fIh, investeringer i boliger, erstatter fIb, fås resultater som nedenfor, jf. (2). (1) var præget af positiv autokorrelation, men dette fænomen synes nu mindre markant:

$$(2) \quad DfCh = \underset{(20.3)}{-52.70} + \underset{(0.0128)}{0.01887}\, fIh + \underset{(0.0142)}{0.05952}\, fIh(-1)$$

$$n = 1949\text{-}73 \quad s = 48.7 \quad R^2 = 0.96 \quad DW = 1.84$$

fIh og fIh(-1) er stærkt korrelerede indbyrdes og korrelationen mellem de estimerede koefficienter vidner da også om multikollinearitet:

1949-73:	C	sfch1	sfch2
	1.0	.01	-0.21
			-0.97

Alene med konstantled og fIh som regressorer fås en væsentlig større spredning, og (2) fremskriver da også mest hæderlig i 1974. Efter 1974 ser det jo ikke kønt ud, jf. fig. 1.
At forsøge med konstantled og den en periode laggede værdi mindsker spredningen væsentligt:

(3) $$DfCh = \underset{(26.0)}{-34.82} + \underset{(0.0039)}{0.0708}\ fIh$$

$n = 1949\text{-}73 \quad s = 63.9 \quad R^2 = 0.94 \quad DW = 2.31$

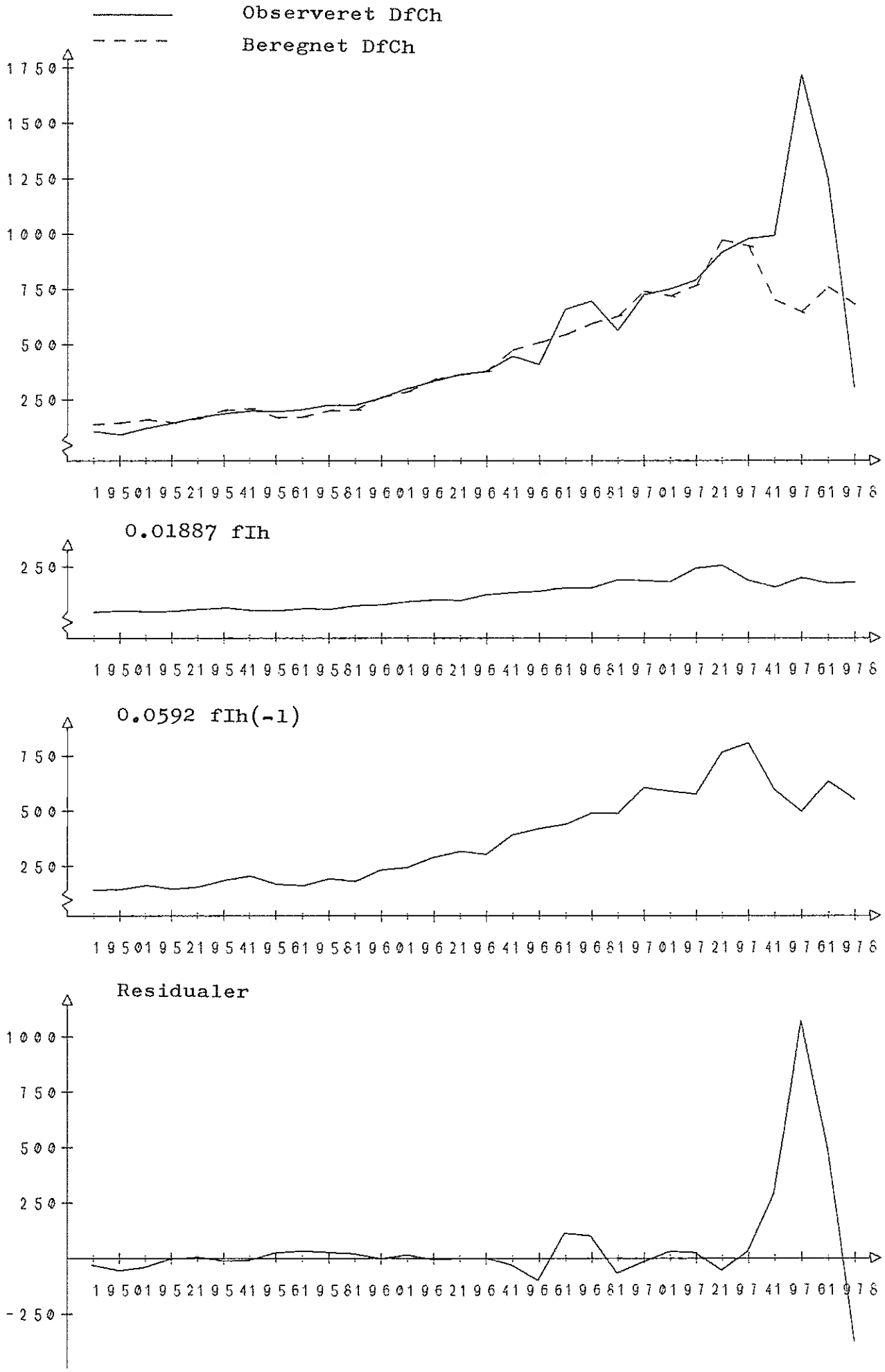
(4) $$DfCh = \underset{(20.8)}{-52.93} + \underset{(0.0034)}{0.07999}\ fIh(-1)$$

$n = 1949\text{-}73 \quad s = 50.0 \quad R^2 = 0.96 \quad DW = 1.91$

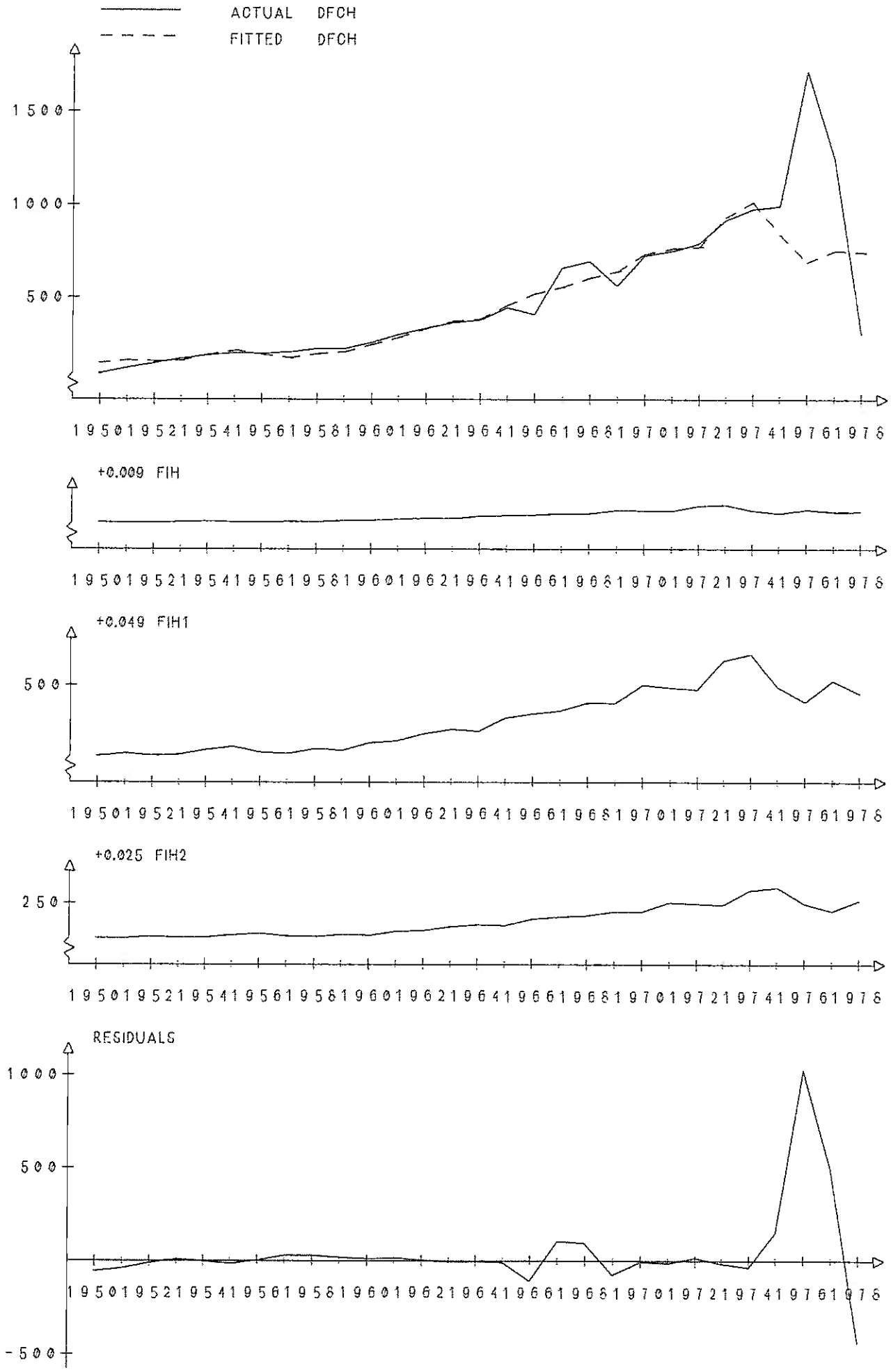
Med også et lag på 2 perioder bliver fIh insignifikant.
(2) må derfor nok foretrækkes. Der er ikke forsøgt med andre estimationsperioder.

DFCH-RELATION

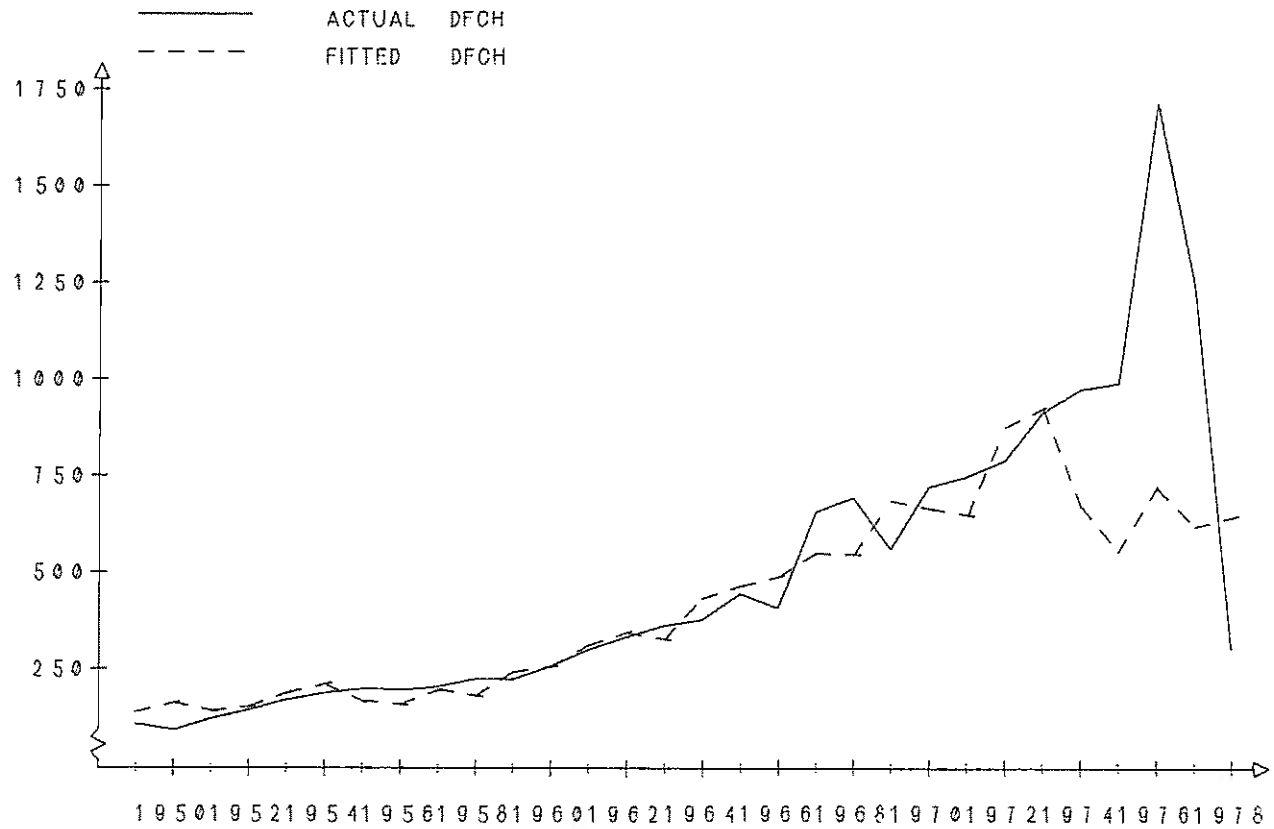
fig.1

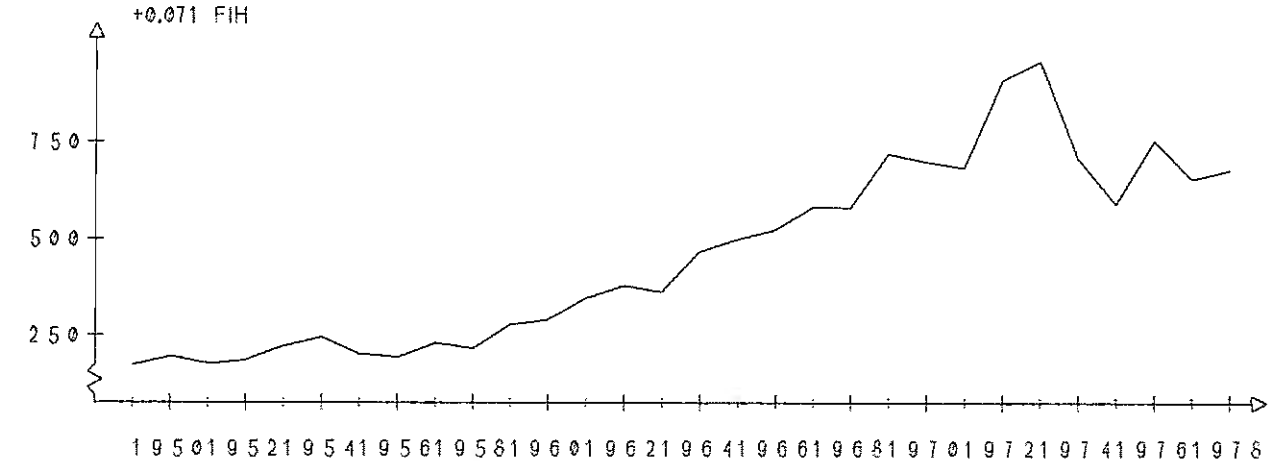


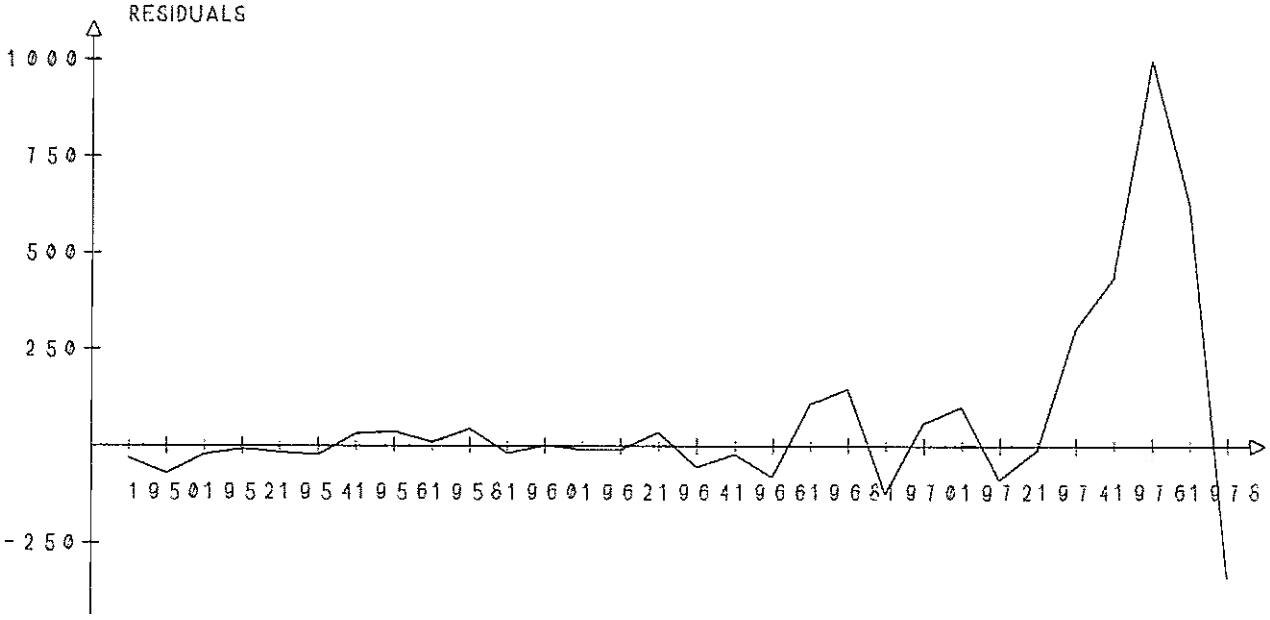
DFCH-RELATION



DFCH-RELATION







Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

7. september 1979
EV/EV

Betalingsbalancedelen af ADAM, september 1979

1. Indledning

I nuværende ADAM, juni 1979 er en række i hovedsagen bogholderitekniske relationer medtaget for at skabe forbindelse mellem nationalregnskabet omfattende det egentlige Danmark og betalingsbalancestatistikken, hvis begreber også omfatter Færøerne og Grønland. Et til det nuværende relationssæt svarende skal forsøges opstillet nedenfor til ny ADAM. Nogen nytænkning vil ikke finde sted i denne ombæring.

2. Problemstilling

I ADAM, juni 1979 beregnes saldoen på betalingsbalancens løbende poster i henhold til betalingsbalancestatistikken, Enl, modelteknisk ved ud fra betalingsbalancestatistikkens opgivelser om saldoen for varer og tjenester (summen af løbenr. 1., 4., 5. og 6. i betalingsbalancestatistikken), Envd, at tillægge denne nettotransfereringer i medfør af EF-ordninger, Tenf, ensidige overførsler netto fra udlandet, Tenu og Tenk, samt nettorente- og udbyttebetalinger fra udlandet, Tien:

(1) Enl = Envd + Tenf + Tenu + Tenk + Tien

Betalingsbalancestatistikkens tal for vare- og tjenestebalancen Envd bliver ligeledes modelteknisk beregnet ud fra saldoen på vare- og tjenestebalancen ifølge nationalregnskabet, Envt, korrigeret med udenrigshandelsstatistikkens tal for Danmarks vareomsætning netto med Færøerne og Grønland, Endf, og betalingsbalancestatistikkens tal for Færøerne og Grønlands vareomsætning netto med det for disse øvrige udland:

(2) Envd = Envt - Endf + Enfu

Denne beskrivelse af de begrebsmæssige sammenhænge har tidligere

rent datamæssigt kun givet få problemer, idet den påståede identitet (2) ud fra foreliggende statistik har været opfyldt for så godt som alle år. I enkelte år er en diskrepans mellem vare- og tjenestebalancen - korrigeret som ovenfor for vareomsætningen med Færøerne og Grønland - og Envd synlig. Disse forskelle er typisk blevet skjult, idet residualen har været lagt i Endf - en serie, der i forvejen er behæftet med databrud, jf. omtale i EV, 25/07/78. En sådan fremgangsmåde er naturligvis kritisabel, men det skal ses i lyset af, at diskrepanserne - i det omfang disse har eksisteret - har ligget under en størrelsesorden på 15 mill kr. I virkeligheden er det måske snarere bemærkelsesværdigt, at en så pæn overensstemmelse fås, især da opgørelserne af nationalregnskabet og betalingsbalancestatistikken er lavet på forskellige tidspunkter og med forskelligt begrebs- og metodemæssigt grundlag.

I den kommende model skal ovenstående skitse fastholdes, idet dog detaljer skal ændres. Med et uændret oplæg ville der ikke kunne skabes blot nogenlunde pæn overensstemmelse mellem nationalregnskabets vare- og tjenestebalance og saldoen på betalingsbalancens løbende poster, såfremt betalingsbalancens transfereringsoplysninger benyttes. Dette skyldes bl.a., at det begrebsmæssige indhold af tjenesteydelserne er forskelligt i de to systemer. Karakteristisk er det således, at betalingsbalancestatistikkens opgivelser for tjenesterne, netto, er større end tjenesteposternes udvisende i nationalregnskabet. Dataforskelle gør sig også - i mindre omfang - gældende hvad angår varetransaktionerne, jf. tabel 1 - 3.

Tabel 1 Dataforskelle mellem nationalregnskabet og betalingsbalancestatistikken. Importen

	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
1. NR's var.imp.cif	20758+)	21973	24309	28635	33089	34234	35389	47015++)	60523	59707	75011	79637	81402
2. DK's imp. fra F+G. iflg udrh. statistikken	82	64	77	92	146	165	171	224	285	284	367	487	528
3. NR på bet.bal basis (1.-2.)	20676	21909	24232	28543	32943	34069	35218	46791	60238	59423	74644	79150	80874
4. Varer til DK, BB, tab. 3, lnr. 4	20695	21910	24236	28547	32555	34053	35210	46790	60248	59485	74644	79152	80942
5. Bet. bal. mer-udgifter (4.-3.)	19	1	4	4	-388	-16	-8	-1	10	62	0	2	68
6. NR's tjenester	2738	3209	3396	3653	4146	4922	5094	6293	7489	8020	9370	11166	12101
7. Dansk skibsfarts udgifter i fr. havn,BB,tab.4 løbenr. 4	932	1040	1060	1110	1377	1872	1667	2247	2908	2943	3655	4431	4650
8. Rejser, BB,tab. 1, løbenr. 5	1305	1599	1726	1861	2050	2293	2580	3018	3194	3720	4528	5665	6330
9. Øvr. varer og tjenester. BB tab. 1, løbenr.6	553	630	695	742	1038	2000	2334	2729	3044	3405	4050	4640	4955
10. Bet. bal. tjenester. (7.+8.+9.)	2790	3269	3481	3713	4465	6165	6581	7994	9146	10068	12233	14736	15935
11. Bet. bal. mertj. (10.-6.)	52	60	85	60	319	1243	1487	1701	1657	2048	2863	3570	3834

+) FUSKBANKs værdi benyttet; NR-værdi: 20757
++)FUSKBANKs værdi benyttet; NR-værdi: 47017

Tabel 2. Dataforskelle mellem nationalregnskabet og betalingsbalancestatistikken. Eksporten

	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
1. NR's var.eksp.	17070+)	17817	19922	22762	25323	27503	30845	37741	47165	50266	55295	60696	65573
2. DK's eksp. til F+G iflg. udrh. statistikken	384	430	454	493	540	627	698	775	914	1037	1148	1316	1364
3. NR på bet.bal. basis (1.-2.)	16686	17387	19468	22269	24783	26876	30147	36966	46251	49229	54147	59380	64209
4. Varer fra DK BB, tab.3. løbenr. 1	16592	17266	19383	22200	24676	26743	30140	36954	46179	49001	53887	59120	63948
5. Bet. bal. merindtægt.(4.-3.)	-94	-121	-85	-69	-107	-133	-7	-12	-72	-228	-260	-260	-261
6. NR's tjenester	5144	5642	6363	7052	8235	9255	10257	11822	14478	15138	16961	19450	20617
7. Indt. vedr. søtransp, BB tab. 4. løbenr. 3	2809	3110	3535	3820	4374	4726	4953	6094	8033	7912	9120	10520	10825
8. Rejser. BB, tab.1, lnr.5	1410	1556	1751	1953	2357	2867	3387	3494	3913	4293	4860	5650	6210
9. Øvrige varer og tj., BB, tab, 1, løbenr. 6	1348	1370	1546	1673	2034	3520	4171	4750	5752	6360	7810	8705	9585
10. Bet. bal.tj (7.+8.+9.)	5567	6036	6832	7446	8765	11113	12511	14338	17698	18565	21790	24875	26620
11. Bet. bal. mertj. (10.-6.)	423	394	469	394	530	1858	2254	2516	3220	3427	4829	5425	6003

+) FUSKBANKs værdi benyttet; NR-værdi: 17100

Tabel 3. Dataforskelle mellem betalingsbalance- og nationalregnskabsstatistikken.

	Betalingsbalancens merindtægter			Betalingsbalancens merudgifter			I alt
	varer	tjenester	i alt	varer	tjenester	i alt	
1966	-94	423	329	19	52	71	258
1967	-121	394	273	1	60	61	212
1968	-85	469	384	4	85	89	295
1969	-69	394	325	4	60	64	261
1970	-107	530	423	-388	319	-89	492
1971	-133	1858	1725	-16	1243	1227	498
1972	-7	2254	2247	-8	1487	1479	768
1973	-12	2516	2504	-1	1701	1700	804
1974	-72	3220	3148	10	1657	1667	1481
1975	-228	3427	3199	62	2048	2110	1089
1976	-260	4829	4569	0	2863	2863	1706
1977	-260	5425	5165	2	3570	3572	1593
1978	-261	6003	5742	68	3834	3902	1840

Kilde.: Tabel 1 og 2.

For at kunne få frem den officielle saldo på betalingsbalancens løbende poster uden at skulle afvige fra de offentliggjorte tal for transfereringerne, tvinges man til at indføre et reconcilieringsled, Erec, der opfanger alle begrebs- og metodemæssige forskelle mellem de to systemer. Det bør selvfølgelig bemærkes, at der jo i (2) også er set bort fra, at der må finde tjenestetransaktioner sted mellem Danmark og Færøerne og Grønland og mellem Færøerne og Grønland og det for disse øvrige udland. Nettoværdien af disse transaktioner - som hidtil har været negligeret og som størrelsesmæssigt må antages at være lille - er således også gemt i reconcilieringsleddet.

3. Modeloplæg

Tien = iken*Ken(-1) + Jtien
Tipn = Tien - Tion
.
.
.
E = Ev + Es + Et
M = Mv + Ms + Mt
Envt = E - M
Envd = Envt - Endf + Enfu + Erec
Tenf = Tefe + Tefp + Tefr - Tefb
Enl = Envd + Tenf + Tenu + Tenk + Tien
Ken = Ken(-1) + Enl + Jken

iken, Tion, Et, Endf, Enfu, Erec, Tefe, Tefp, Tefr, Tefb, Tenu, Tenk, Jtien og Jken er eksogene.

Tabel 4. Betalingsbalancedata. 1966-1978

	Envt	-	Endf+)	+	Enfu+)	+	Erec	=	Envd
									Envd
1966	-1282		302		90		258		-1236
1967	-1723		366		131		212		-1746
1968	-1420		377		49		295		-1453
1969	-2474		401		57		261		-2557
1970	-3677		394		127		492		-3452
1971	-2398		462		126		498		-2236
1972	619		527		173		768		1033
1973	-3745		551		236		804		-3256
1974	-6369		629		480		1481		-5037
1975	-2323		753		387		1089		-1600
1976	-12125		781		499		1706		-10701
1977	-10657		829		547		1593		-9346
1978	-7313		836		389		1840		-5920
1979									
1980									

	Envd	+	Tenf	+	Tenk	+	Tenu	+	Tien	=	Enl
1966	-1236		.		-		-95		-122		-1453
1967	-1746		.		33		-125		-166		-2004
1968	-1453		.		227		-179		-211		-1616
1969	-2557		.		15		-243		-296		-3081
1970	-3452		.		-		-291		-334		-4077
1971	-2236		.		1		-391		-543		-3169
1972	1033		.		-6		-591		-838		-402
1973	-3256		2020		56		-680		-956		-2816
1974	-5037		1769		-35		-796		-1463		-5562
1975	-1600		1428		45		-1053		-1866		-3046
1976	-10701		2503		-80		-1115		-2179		-11572
1977	-9346		3450		98		-1243		-3290		-10331
1978	-5920		3995		71		-1391		-4825		-8070
1979											
1980											

+) Disse variable har ændret værdi for enkelte år i forhold til ADAMBANK's opgivelser.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

26. august 1979
EV/EV

Sektorprisrelationer i ny ADAM

1. Indledning

Forskellige omstændigheder har gjort, at en opfølgning af papiret med foreløbige resultater af 07/08/79 omhandlende sektorprisrelationer for N, B og Q-sektoren skal finde sted.

1) Papiret havde en midlertidig status. En række estimationsresultater for Q-sektoren manglede således, og resultater af estimationsforsøg hvori også en indikator for profitmarginen indgik var ligeledes udeladt.

2) På sidste modelgruppemøde blev det besluttet indtil videre at benytte B-serien for lønomkostningsudtrykkene i N og B-sektoren. For Q-sektoren var holdningen mindre klar, idet der var væsentlige betænkeligheder mod anvendelse af den skitserede C-serie byggende på årslønnen i Q-sektoren, lq. Som et alternativ til at benytte B-serien også for Q-sektoren blev en serie konstrueret ud fra en udjævnet Ha-serie foreslået.

3) Der var ved beregningen af de kvoter, der benyttedes ved sammenvejning af prisindeks for indenlandsk producerede råstoffer og importerede råstoffer en vis inkonsistens, idet afgifterne ikke var fratrukket den samlede tilgang inden kvoterne for de enkelte tilgangskategorier blev beregnet.

4) To tilgangskategorier - fra B-sektoren til N-sektoren og fra A til B-sektoren - var da leverancerne er små udeladt uden modgående korrektion i den samlede tilgang. Nedenfor er de pågældende leverancer medtaget på lige fod med den øvrige tilgang.

5) Der er sket visse revisioner i den I-O tabel af AMC,21/06/79, der lå til grund for beregningerne, jf. AMC, 20/08/79. Disse korrektioner har haft virkning for beregningerne for N- og Q-sektoren.

6) Tidligere anvendtes importpriser eksklusive told. Derved sås implicit bort fra, at toldsatsændringer ville have en indflydelse på sektorpriserne. Efterfølgende skal anvendes et oplæg, der opererer med importpriser inklusive told. I-O tabellens tilgangsrækker for importkomponenterne er dog fortsat eksklucive told. En med I-O tabellens toldoplysninger for de enkelte sektorer fuldt konsistent "implicit" told fås derfor ikke med dette oplæg. En eventuel skævhed skønnes dog at være ganske marginal.

7) Toldstrukturen i 1960 er benyttet til beregning af importpriser inklusive told forud for 1960.

8) Der er endvidere sket en aggregering af to af importkomponenterne, idet M2 og M4 er slået sammen. Aggregatet kaldes nu M24. I de resultater der vises nedenfor er der for årene forud for 1960 anvendt en simpel sammenvejning af de to importpriser pm2 og pm4, idet de enkelte importkomponenters andele af den samlede import af de to komponenter i 1960 er vægte forud for 1960. Den skævhed, som denne fremgangsmåde vil give i forhold til et egentligt aggregat af de to komponenter skønnes ligeledes at være uden betydning for resultaterne.

Nogen væsentlig ændring i resultaterne som følge af de ovenfor nævnte omstændi heder i forhold til de tidligere fremlagte forventes ikke. Anstrengelserne skal derfor koncentreres omkring de forsøg, der går ud fra en hypotese om fuld overvæltning af priserne på både indenlandsk producerede råstoffer og importerede råstoffer - et oplæg, der tidligere blev foretrukket.

2. N-sektoren.

2.a. Definitioner:

$$pxnr1 = (a_{AN1}*pxa + a_{BN1}*pxb + a_{QN1}*pxq)/(1-a_{NN1})$$

$$= 0.1789*pxa + 0.0082*pxb + 0.1024*pxq$$

$$pmnr1 = (a_{m0mN}*pm0m + a_{m1mN}*pm1m + a_{m24mN}*pm24m + a_{m3mN}*pm3m + a_{m5mN}*pm5m + a_{m6mN}*pm6m + a_{m7mN}*pm7m + a_{m89mN}*pm89m)/(1-a_{NN1})$$

$$= 0.0042*pm0m + 0.0056*pm1m + 0.0238*pm24m + 0.0091*pm3m + 0.0388*pm5m + 0.1196*pm6m + 0.0415*pm7m + 0.0023*pm89m$$

$$pxmnr1 = pxnr1 + pmnr1$$

Hnn

$$WnB11 = lna*Hn* \{0.8* \frac{Qn}{fXn} + 0.1* \frac{Qn}{fXn}(-1) + 0.1* \frac{Qn}{fXn}(-2)\}/(1-a_{NN1})$$

$$= 1.2712*lna * Hn * \{0.8* \frac{Qn}{fXn} + 0.1*\frac{Qn}{fXn}(-1) + 0.1* \frac{Qn}{fXn}(-1)\}$$

$$Eprn1b = (0.122*fCf + 0.064*fCi + 0.044*fCv + 0.060*fIm + 0.294*fEv)/(1-a_{NN1})$$

$$= 0.1551*fCf + 0.0814*fCi + 0.0559*fCv + 0.0763*fIm + 0.3737*fEv$$

2.b Sektorprisrelationen for N-sektoren

Korreltionsmatricer: Periode 1951-73

D(pxnb - pxmnr1(-1/4))	DWnB11	DWnB12	DWnB13	DWnB14	DWnB15	DWnB16
	.758	.756	.746	.748	.730	.735

D(pxnb - pxmnr1(-1/4))	DWnB11	Reprn1A	Reprn1B
	.758	.213	.345
DWnB11		-.065	-.023

2.b.1 Resultater med konstantled

(1) /N1.2,1/

$$D(pxnb - pxmnr1(-1/4)) = \underset{(0.00354)}{0.006524} + \underset{(0.000316)}{0.001684}*DWnB11$$

n = 1951-73 s = 0.01247 R^2 = 0.575 DW = 2.32

Medtages et udtryk for efterspørgselspresset reduceres residualerne i 1952 og 1973. Residualmønsteret bliver pænest når Reprn1B benyttes:

(2) /N1.2,2/

$$D(pxnb - pxmnr1(-1/4)) = \underset{(0.0058)}{-0.0082} + \underset{(0.00027)}{0.001703}*DWnB11 + \underset{(0.0925)}{0.2772}*REprn1B$$

n = 1951-73 s = 0.01061 R^2 = 0.707 DW = 2.35

Autokorrelationen bliver også mindst med det brede udtryk for efterspørgselspresset

2.b.2 Origoestimationer

(3) /N1.2,3/

$$D(pxnb - pxmnr1(-1/4)) = \underset{(0.00024)}{0.002079}*DWnB11$$

n = 1951-73 s = 0.01313 DW = 2.12

(4) /N1.2,4/

$$D(pxnb - pxmnr1(-1/4)) = \underset{(0.000255)}{0.001559}*DWnB11 + \underset{(0.0495)}{0.1648}*REprn1B$$

n = 1951-73 s = 0.1087 DW = 2.30

Spredningen ses således at blive pænt formindsket med efterspørgselsudtrykket. (4) skal derfor foretrækkes indtil videre. Relationen synes måske ikke at fremskrive strålende over perioden 1974-1977, men det bør erindres, at der er tale om foreløbige nationalregnskabstal, jf. fig. 1.

3. B-sektoren

3.a. Definitioner:

$$pxbr1 = (a_{AB1}*pxa + a_{NB1}*pxn + a_{QB1}*pxq)/(1 - a_{BB1})$$

$$= 0.0081*pxa + 0.2254*pxn + 0.1341*pxq$$

$$pmbr1 = (a_{m24mB}*pm24m + a_{m3mB}*pm3m + a_{m5mB}*pm5m + a_{m6mB}*pm6m + a_{m89mB}*pm89m)/(1 - a_{BB1})$$

$$= 0.0377*pm24m + 0.0025*pm3m + 0.0118*pm5m + 0.0797*pm6m + 0.0106*pm89m$$

$$pxmbr1 = pxbr1 + pmbr1$$

Hm

$$DWbB6 = lna * Hn * \{0.5*\frac{Qb}{fXb} + 0.3*\frac{Qb}{fXb}(-1) + 0.2*\frac{Qb}{fXb}(-2)\}$$

$$EprbA = fIb/(1 - a_{BB1}) = fIb$$

3.b. Sektorpris for B-sektoren

Korrelationsmatricer: Periode 1951-73

D(pxbb - pxmbr1(-1/4))	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.781	.811	.836	.844	.852	.866

D(pxbb - pxmbr1(-1/4))	DWbB6	Reprba
	.866	.004
DWbB6		-.161

3.b.1 Forsøg med konstantled

(5) /B1.2, 1/

$$D(pxbb - pxmbr1(-1/4)) = \underset{(0.0035)}{0.004461} + \underset{(0.000347)}{0.002758}\ DWbB6$$

n = 1951-73 s = 0.01023 R^2 = 0.750 DW = 1.57

(6) /B1.2,2/

$$D(pxbb - pxmbr1(-1/4)) = \underset{(0.00414)}{0.001398} + \underset{(0.000345)}{0.002833}\ DWbB6 + \underset{(0.0284)}{0.03852}*REprbA$$

n = 1951-73 s = 0.01003 R^2 = 0.771 DW = 1.76

Konstantleddet ser således ud til at blive insignifikant.

3.b.2 Origoestimationer

(7) /B1.1,19/

D(pxbb - pxmbr1(-1/4)) = 0.003107 DWbB6
(0.000212)

n = 1951-73 s = 0.01037 DW = 1.80

Forsøges foruden med lønomkostninger med udtrykket for efterspørgselsrrpresset:

(8) /B1.2,4/

D(pxbb - pxmbr1(-1/4)) = 0.002920 DWbB6 + 0.04375 REprbA
(0.000224) (0.0233)

n = 1951-73 s = 0.009816 DW = 1.86

Denne relation skal foretrækkes. Relationen er vist i figur 2.

4. Q-sektoren

4.1. Definitioner

$$pxqr1 = (a_{NQ1}*pxn + a_{BQ1}*pxb)/(1 - a_{QQ1})$$

$$=(0.064794*pxn + 0.018896*pxb)/(1 - 0.236251)$$

$$= 0.0848*pxn + 0.0247*pxb$$

$$pmqr1 = (a_{m0mQ}*pm0m + a_{m1mQ}*pm1m + a_{m3mQ}*pm3m + a_{m5mQ}*pm5m + a_{m6mQ}*pm6m + a_{m7mQ}*pm7m + a_{m89mQ}*pm89m + a_{msmQ}*pmsm)/(1 - a_{QQ1})$$

$$= 0.0047*pm0m + 0.0023*pm1m + 0.0080*pm3m + 0.0030*pm5m + 0.0115*pm6m + 0.0073*pm7m + 0.0071*pm89m + 0.0095*pmsm$$

$$pxmqr1 = pxqr1 + pmqr1$$

$$Eprq1C = (0.1279*fCf + 0.1196*fCi + 0.1064*fCv + 0.0980*fCk + 0.2661*fCs + 0.1461*fCy + 0.1409*fEs)/(1 - 0.236251)$$

$$= 0.1675*fCf + 0.1566*fCi + 0.1393*fCv + 0.1283*fCk \; 0.3484*fCs + 0.1913*fCy + 0.1845*fEs.$$

$$Hav = 0.7*Ha + 0.2*Ha(-1) + 0.1*Ha(-2)$$

$$WqA11 = lna*Hav*\{0.8*\frac{Qq}{fXq} + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-2)\}/(1 - a_{QQ1})$$

$$= 1.3093*lna*Hav*\{0.8*\frac{Qq}{fXq} + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-2)\}$$

$$WqA14 = lna*Hav*\{0.6*\frac{Qq}{fXq} + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-2)\}/(1 - a_{QQ1})$$

$$= 1.3093*lna*Hav*\{0.6*\frac{Qq}{fXq} + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-2)\}$$

$$WqB11 = lna*Hn*\{0.8*\frac{Qq}{fXq} + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-2)\}/(1 - a_{QQ1})$$

$$= 1.3093*lna*Hn*\{0.8*\frac{Qq}{fXq} + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-2)\}$$

$$WqB14 = lna*Hn*\{0.6*\frac{Qq}{fXq} + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-2)\}/(1 - a_{QQ1})$$

$$= 1.3093*lna*Hn*\ 0.6*\frac{Qq}{fXq} + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-2)$$

$$WqC12 = lq*\{0.7*\frac{Qq}{fXq} + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-2)\}/(1 - a_{QQ1})$$

$$= 1.3093*lq*\{0.7*\frac{Qq}{fXq} + 0.2*\frac{Qq}{fXq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fXq}(-2)\}$$

4.b <u>Sektorpris for Q-sektoren</u>

Korrelationsmatricer: Periode 1951- 73

D(pxqb - pxmqr1(-1/4))	DWqA11	DWqA12	DWqA13	DWqA14	DWqA15	DWqA16
	.906	.907	.906	.908	.903	.905
D(pxqb - pxmqr1(-1/4))	DWqB11	DWqB12	DWqB13	DWqB14	DWqB15	DWqB16
	.881	.884	.885	.886	.883	.885
D(pxqb - pxmqr1(-1/4))	DWqC11	DWqC12	DWqC13	DWqC14	DWqC15	DWqC16
	.892	.896	.896	.889	.891	.885

D(pxqb - pxmqr1(-1/4))	DWqA11	DWqA14	DWqB11	DWqB14	DWqC12	REprq1C
						.061
REprq1C	-.061	-.023	-.070	-.030	0.059	

4.b.1 Relationer med konstantled

(9) /Q1.1,13/

D(pxqb - pxmqr1(-1/4)) = 0.008204 + 0.001154 DWqA14
(0.00337) (0.000116)

n = 1951-73 s = 0.01071 R^2 = 0.825 DW = 2.31

Ha-serien burde sikkert have været udjævnet mere end tilfældet er med størrelsen kaldet Hav. Et længere lag ville dog have nødvendiggjort en kortere estimationsperiode. Sammenlignes resultaterne med B-serien fås ligeledes, at konstantleddet bliver signifikant:

(10) /Q1.1,37/

D(pxqb - pxmqr1(-1/4)) = 0.008407 + 0.001304*DWqB14
(0.00377) (0.000149)

n = 1951-73 s = 0.01187 R^2 = 0.785 DW = 2.33

Konstantleddet bliver derimod insignifikant for C-serien:

(11) /Q1.1,53/

D(pxqb - pxmqr1(-1/4)) = 0.001076 + 0.001500 DWqC12
(0.0042) (0.00016)

n = 1951-73 s = 0.01137 R^2 = 0.803 DW = 2.49

Medtages også efterspørgselsudtrykket REprq1C fås gennemgående insignifikante konstantled og koefficienten til efterspørgselspresset bliver ligeledes usikkert fastlagt. Noget tilsvarende gør sig i mindre udstrækning gældende for A- og B-serierne. Disse forsøg skal derfor ikke referes videre.

4.b.2 Origoestimationer

Alene med lønomkostningsudtryk som regressor fås:

(12) /Q1.1,3/

D(pxqb - pxmqr1(-1/4)) = 0.001397 DWqA11
(0.0000867)

n = 1951-73 s = 0.01181 DW = 2.07

(13) /Q1.1,39/

D(pxqb - pxmqr1(-1/4)) = 0.001555 DWqB14
(0.000106)

n = 1951-73 s = 0.01290 DW = 2.16

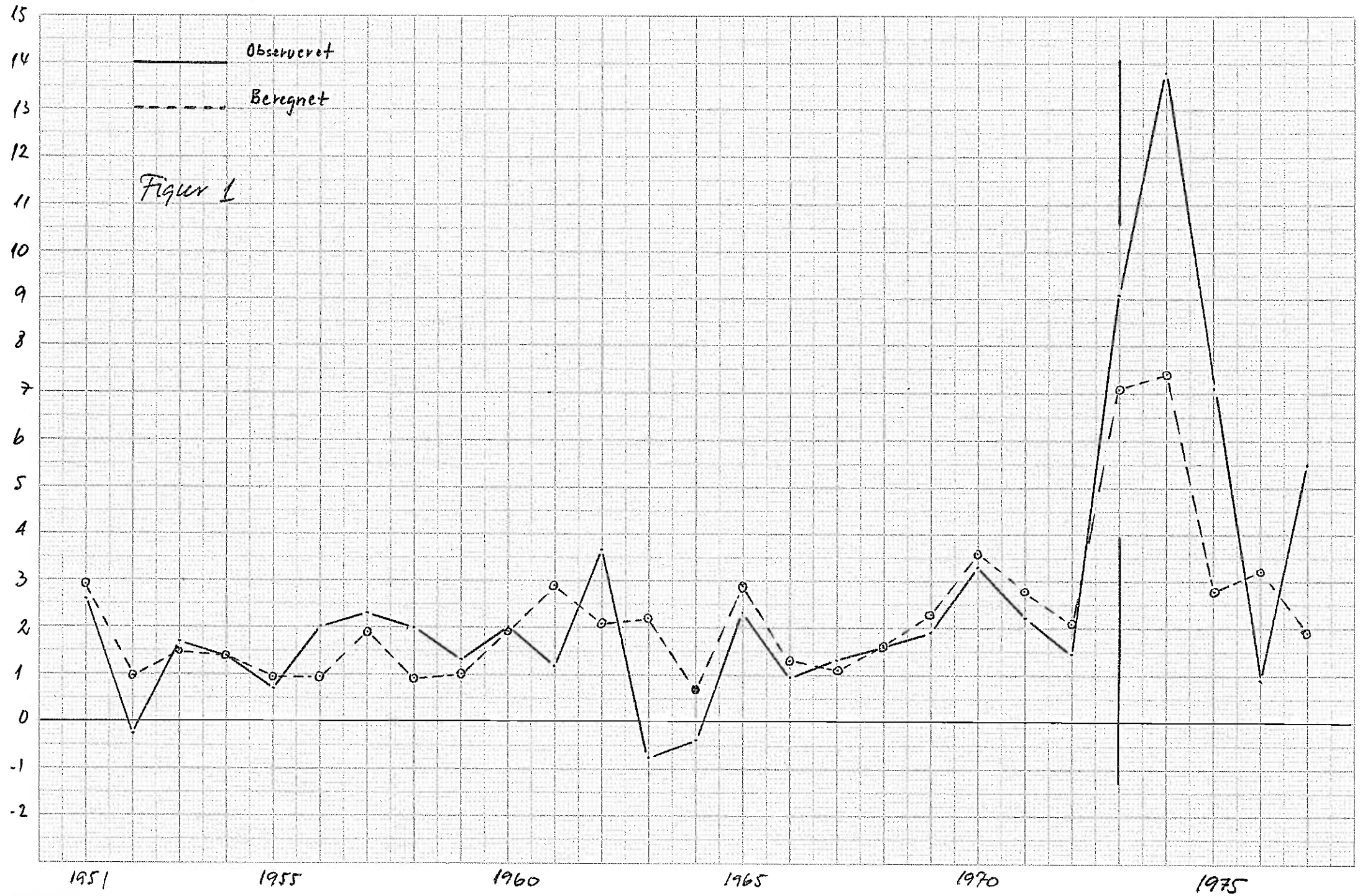
(14) /Q1.1,55/

D(pxqb - pxmqr1(-1/4)) = 0.01534 DWqC12
0.0000893 (0.0000893)

n = 1951-73 s = 0.01112 DW = 2.53

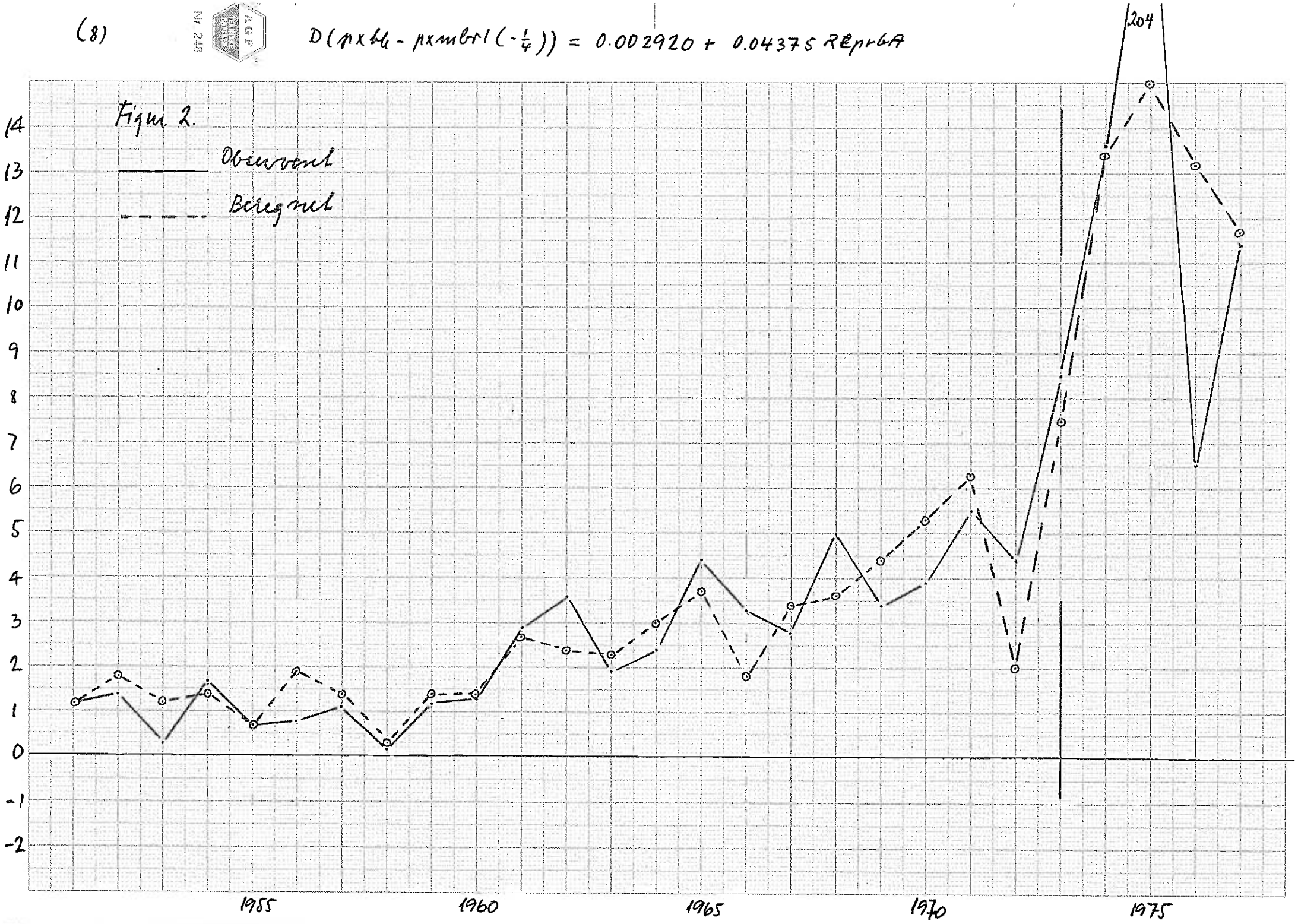
(4)

$D(pxmb - pxmnr1(-\frac{1}{4})) = 0.001559\ DWnB11 + 0.1648\ Reprn1B$



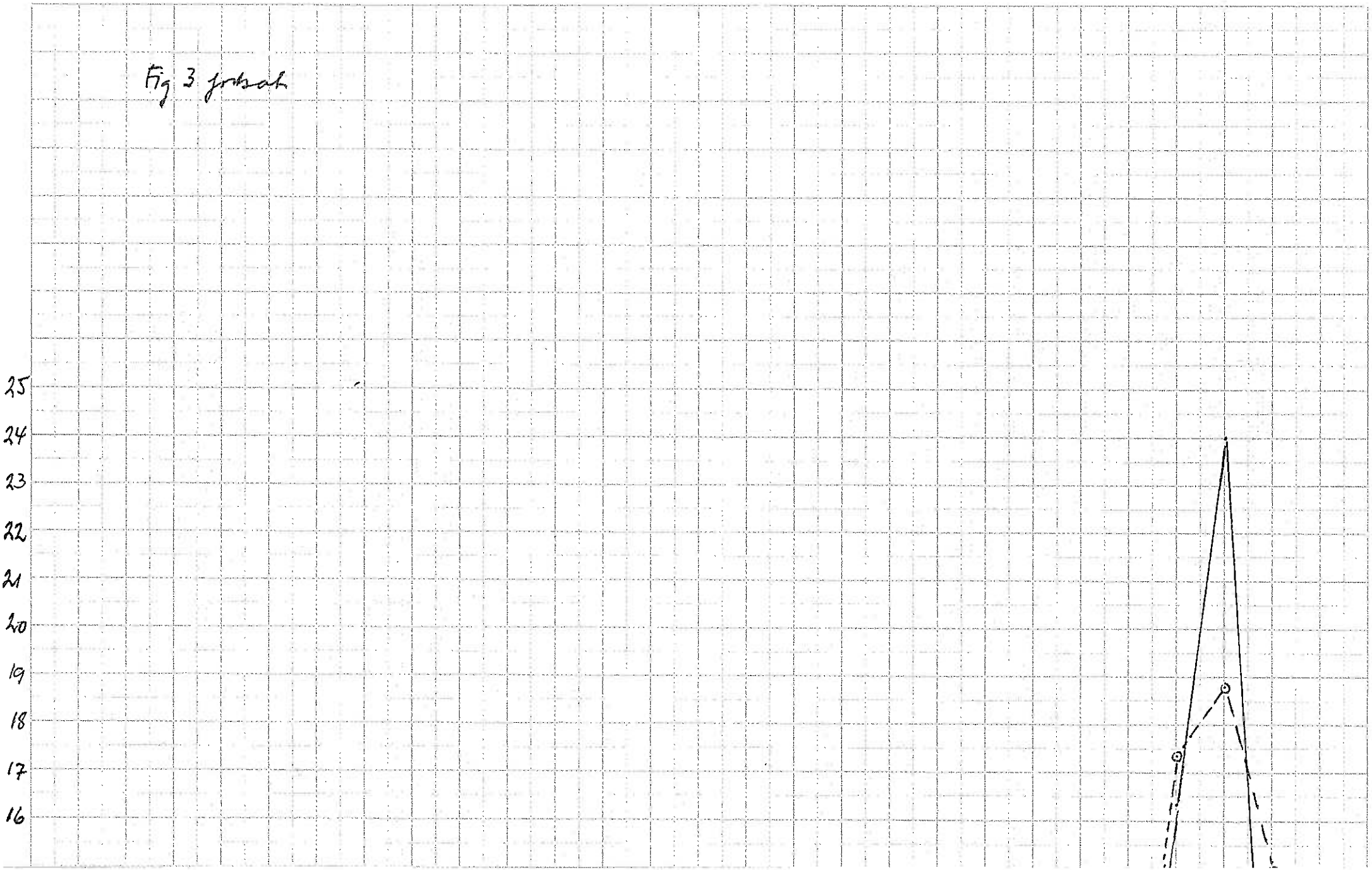
(8)

$$D(pxbb - pxmbrl(-\tfrac{1}{4})) = 0.002920 + 0.04375\, REprbA$$

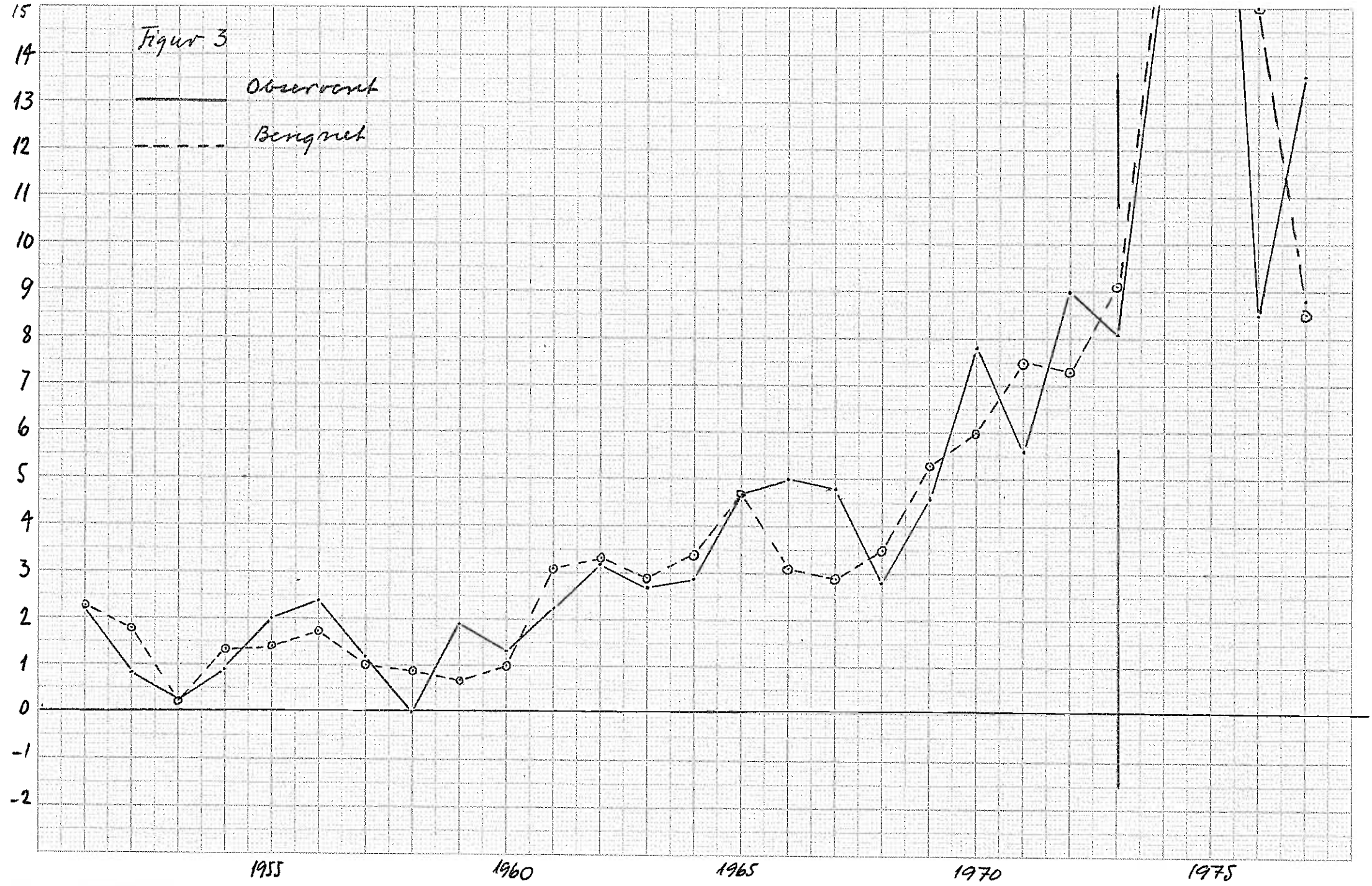


AGF Nr 240

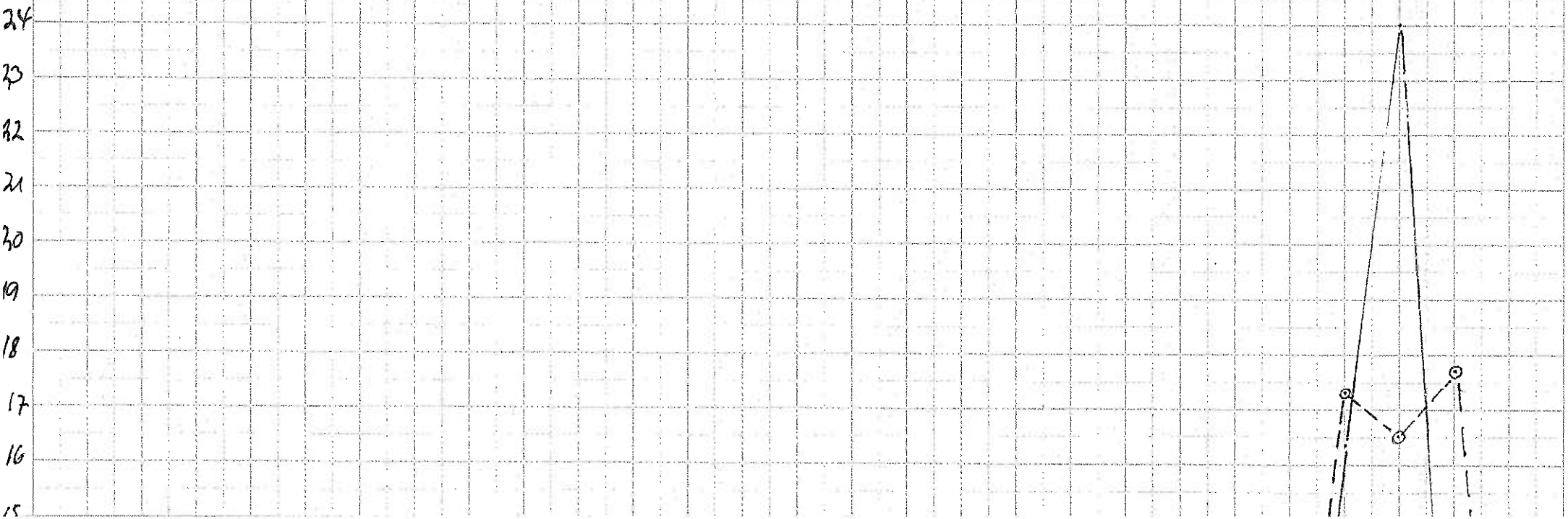
Fig 3 forts.



(15) $D(pxq6 - pxmqr1(-\frac{1}{4})) = 0.001254\ DWqA11 + 0.1910\ REprq1c$

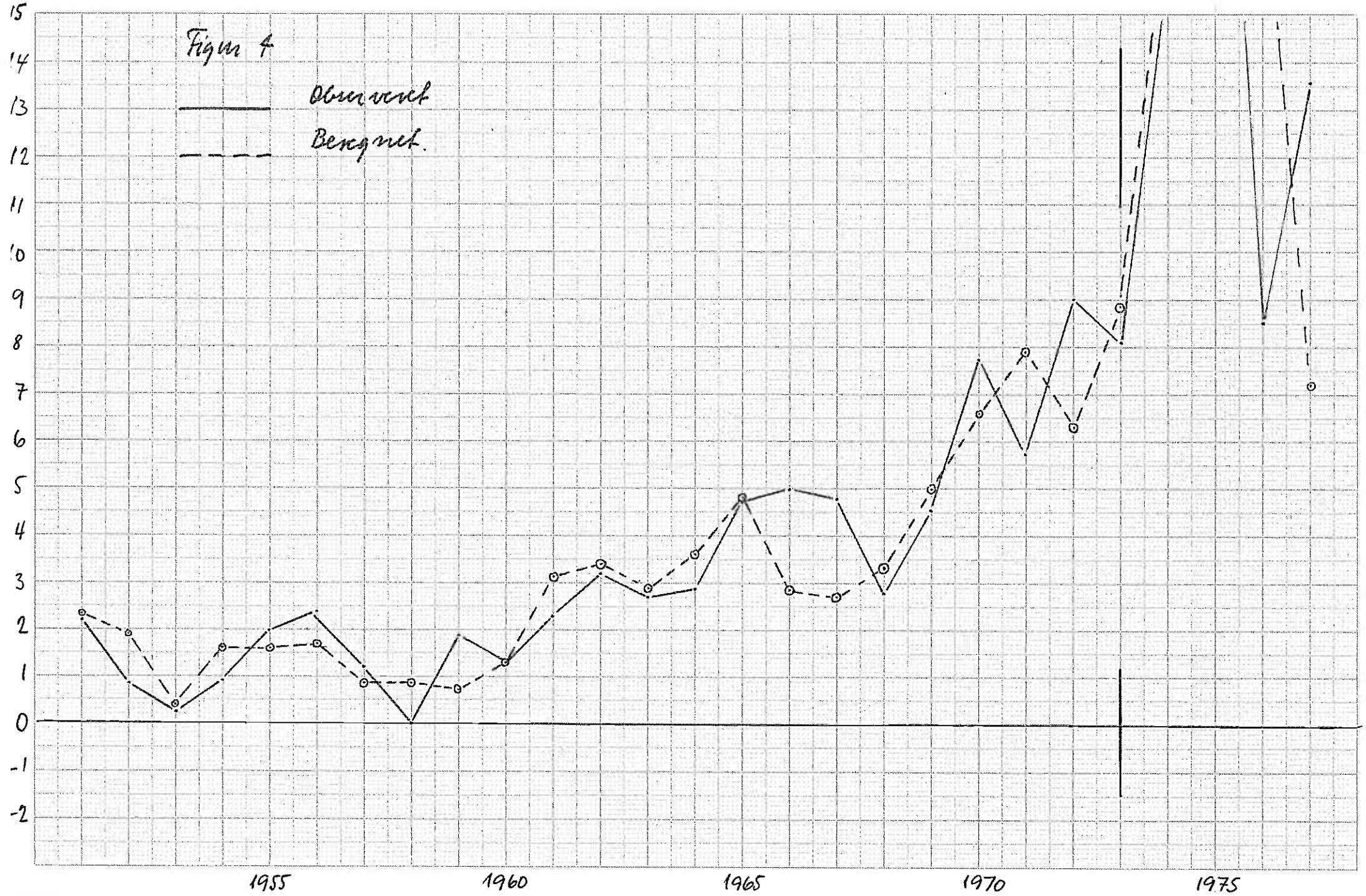


Figur 4 forsat.



(16)

$D(pxqh - pxmqr(-\frac{1}{4})) = 0.001418\ DWq13l1 + 0.1992\ REprq1C$



Medtages også efterspørgselsudtrykket bliver dette signifikant i tilfælde af både A- og B-serien. Derimod bliver det insignifikant med C-serien. Det ses videre af (15) og (16), at residualspredningen bliver reduceret ved indeholdelse af profitmarginindikatoren:

(15) /Q1.1,4/

D(pxqb - pxmqr1(-1/4)) = 0.001254 DWqA11 + 0.1910 REprq1C
(0.0000959) (0.0753)

n = 1951-73 s = 0.01057 DW = 2.56

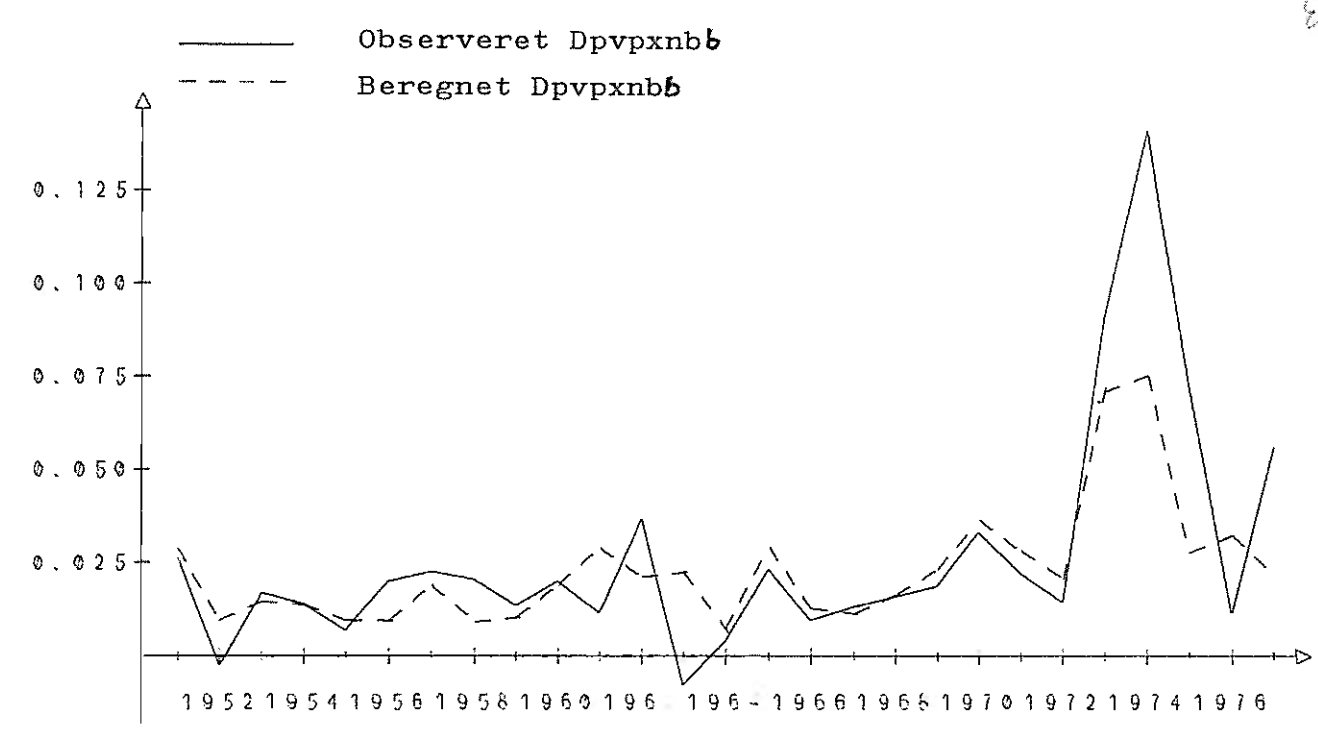
(16) /Q1.1,28/

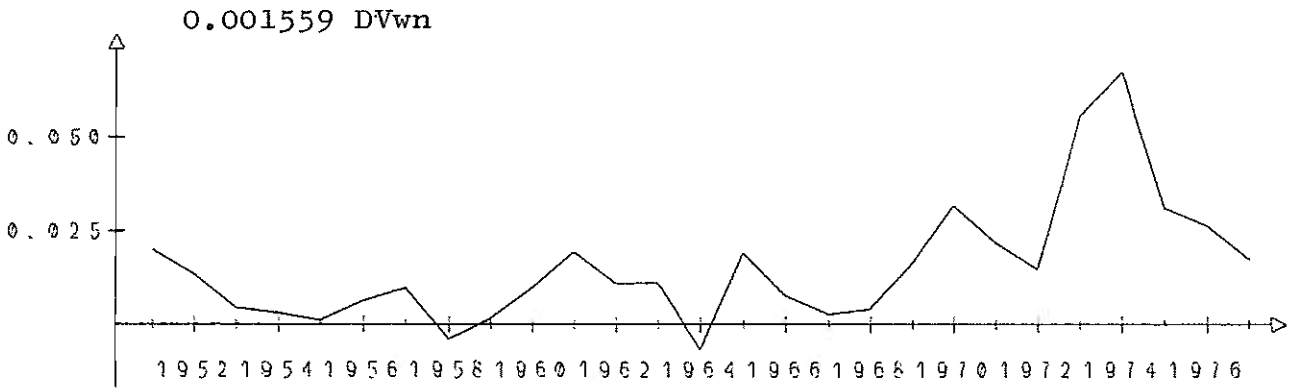
D(pxqb - pxmqr1(-1/4)) = 0.001418 DWqB11 + 0.1992 REprq1C
(0.000123) (0.0843)

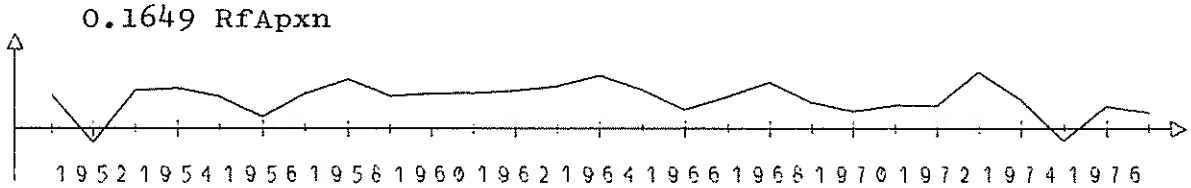
n = 1951-73 s = 0.01183 DW = 2.52

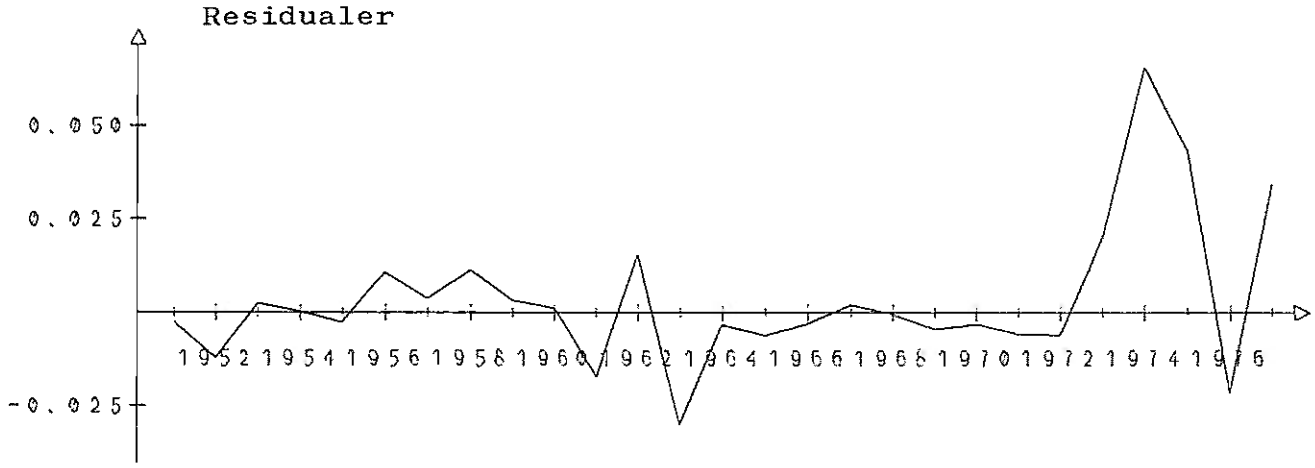
Valget synes derfor indtil videre at skulle stå mellem (15) og (16). Selvom der ikke er meget, der adskiller de to går egne præferancer på (15). Fremskrivningen på de foreløbige nationalregnskabstal synes også at tale for (15). Relationen udviser desværre tendens til faseforskydning i starten af 1970-erne.

DPXNB-RELATION

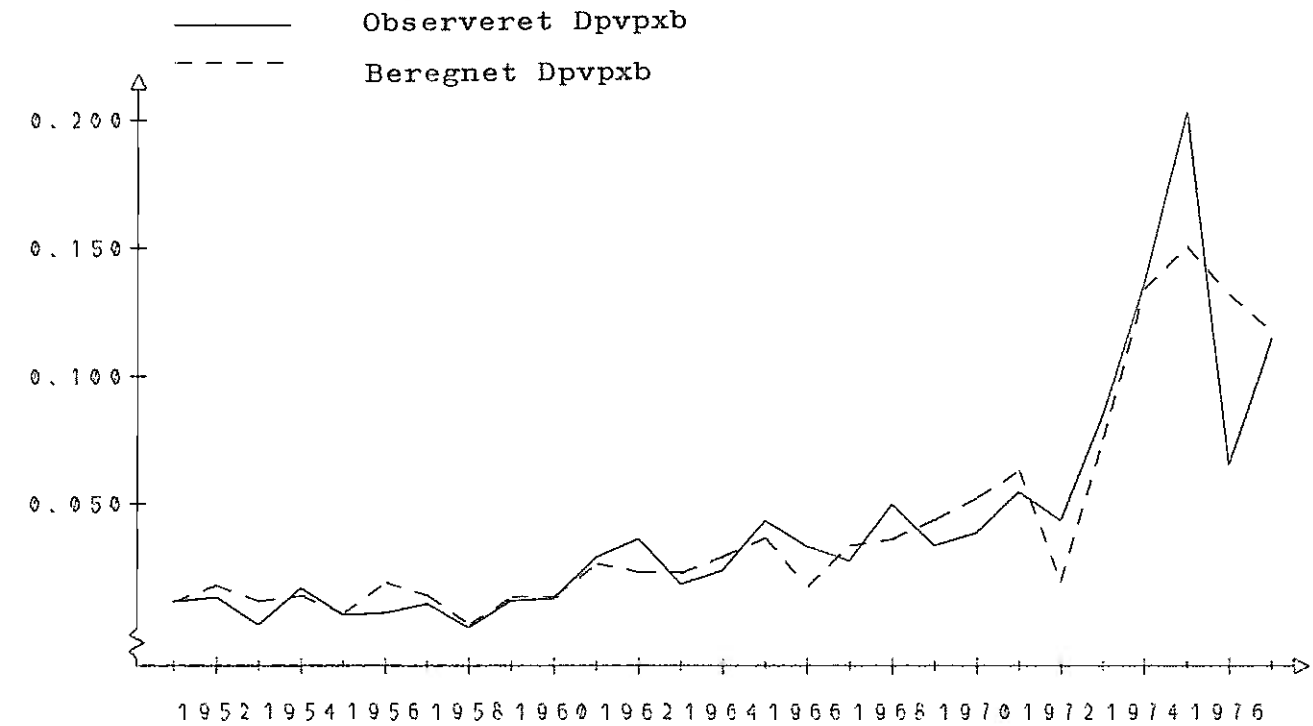


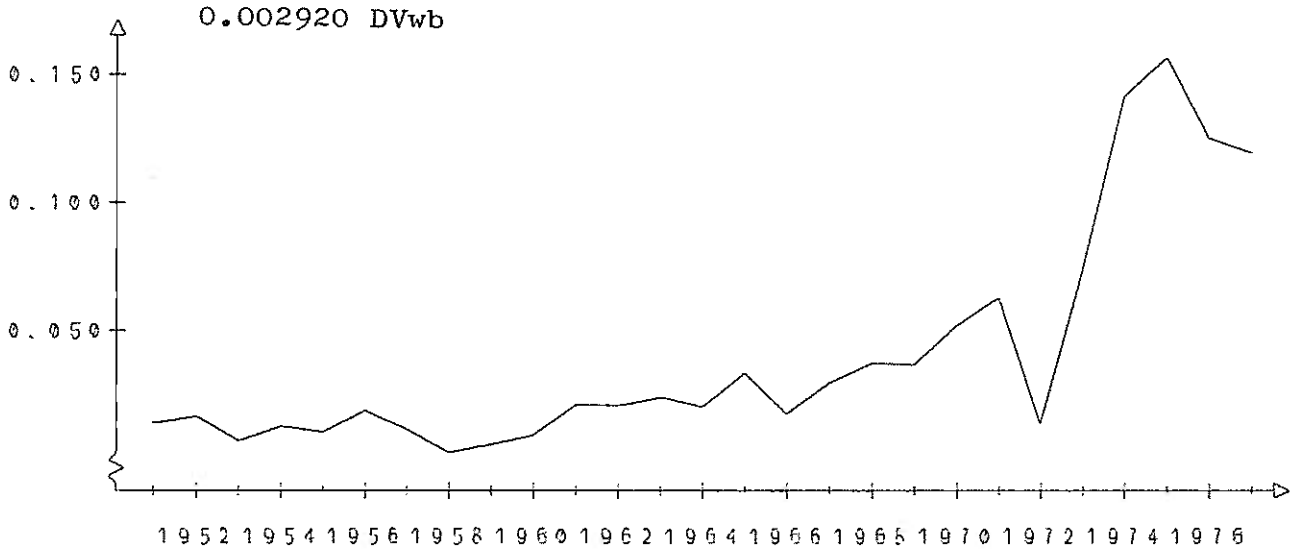


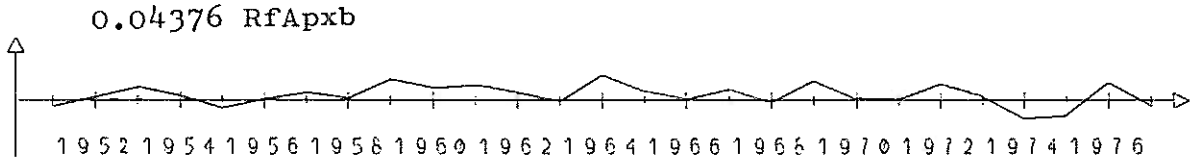


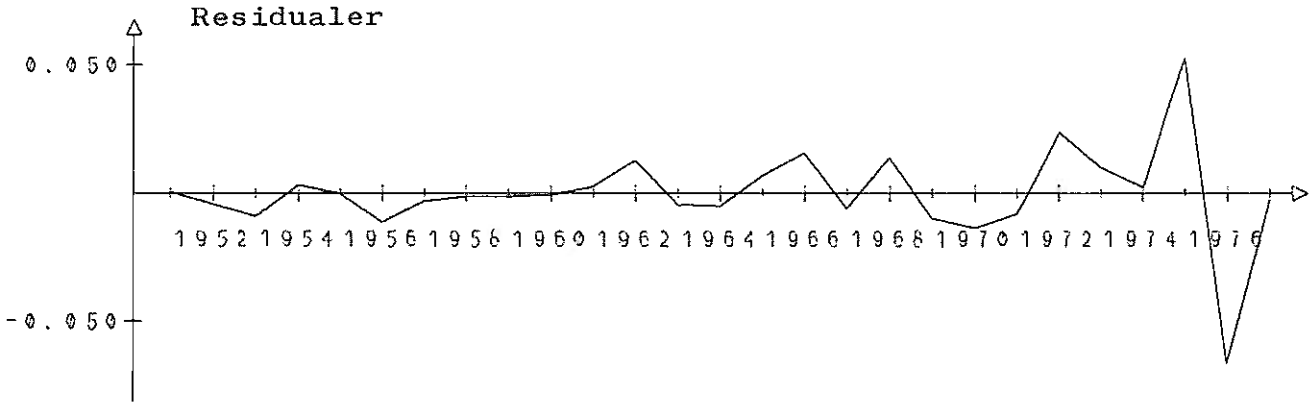


DPXBB-RELATION

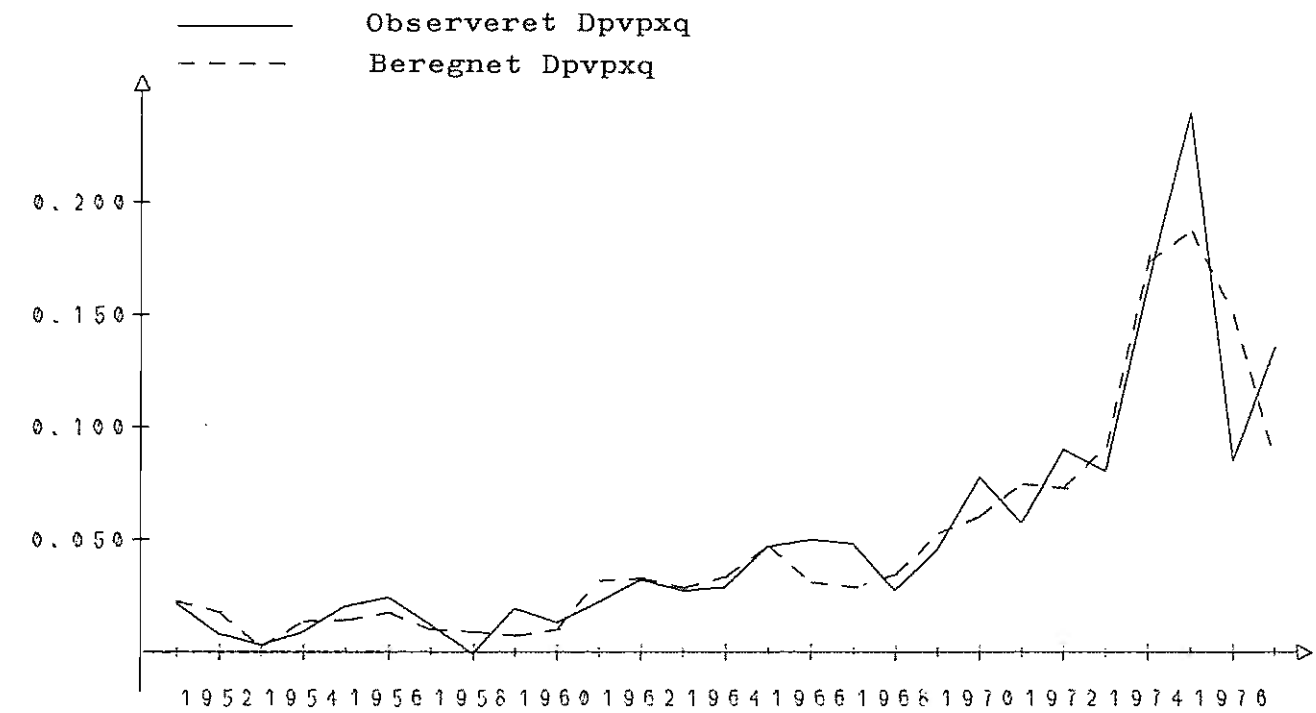


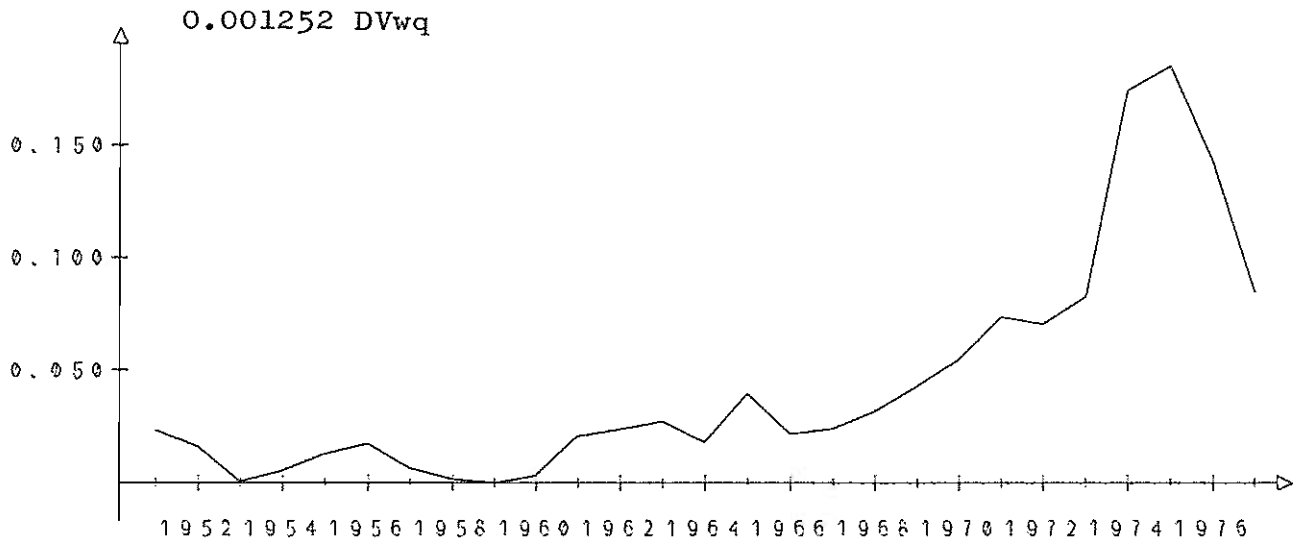


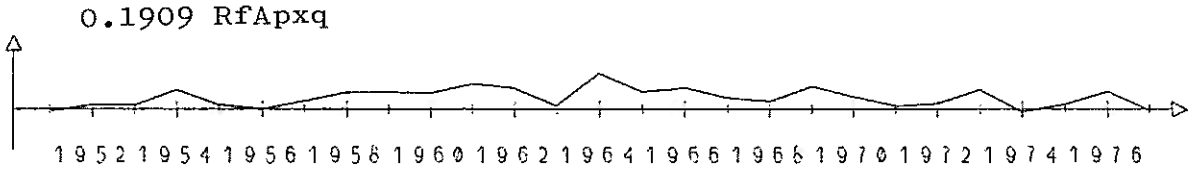


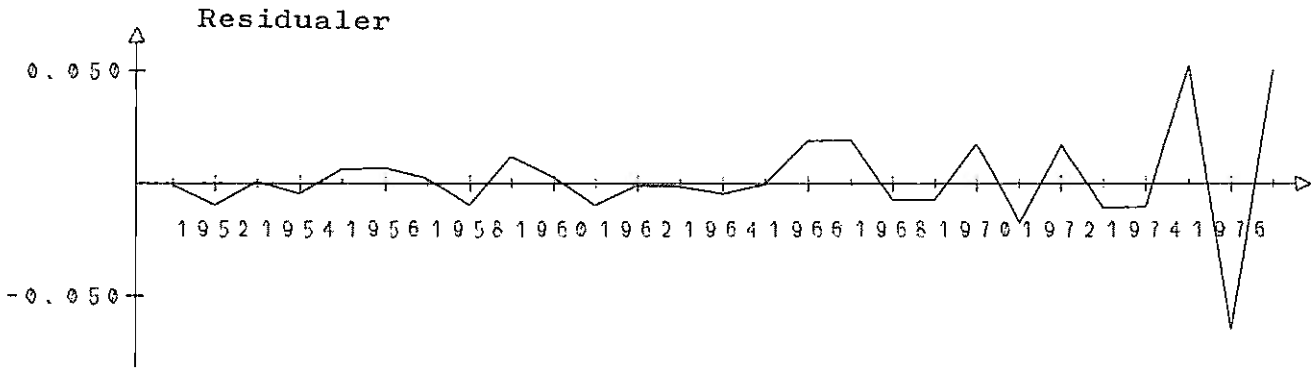


DPXQB-RELATION









Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

25. august 1979
EV/EV

Prissammenbindingsrelationer i ny ADAM

1. Indledning

I fortsættelse af tidligere epistler om prissammenbindingsrelationerne i ny ADAM, jf. senest EV, 05/08/79, skal her gives det valgte set up for komponenterne i det private konsum tillige med de ikke tidligere viste relationer for offentlig varekøb, Cy, investeringer i maskiner, transportmidler og inventar, Im, investeringer i bygninger og anlæg, Ib, investeringer i stambesætninger, It, byerhvervenes lagerinvesteringer, Il, samt andre lagerinvesteringer, Ia.

I modsætning til hvad der var gældende ved den seneste fremlæggelse af resultater er der sket en række ændringer i grundlaget:

a) Importpriserne er inklusive told. Tidligere var told udeladt af beregningerne, idet også tilgangen fra told i I-O tabellen, jf. AMC, 21/06/79 var fratrukket den samlede tilgang til de enkelte konsumgrupper inden sammenbindingsvægtene blev beregnet. Ved de efterfølgende beregninger er tilgangen fra importkomponenterne stadig eksklusive told men ved vægtberegningen er nu kun punktafgifter og generelle afgifter fratrukket.
b) Visse modifikationer er sket i I-O tabellen, jf. AMC, 20/08/79, hvilke har berørt resultaterne for basispriserne for Ce og Cg.

2. Beregningsresultater.

2.a. Privat konsum:

På de følgende sider vises for perioden 1960-1977 resultater for 11 kategorier af privatkonsum. Indholdet af tabellerne er stort set som de tilsvarende vist i notatet af 05/08/79. Som yderste kolonne er vist forholdet mellem de observerede basispriser og den beregnede men niveaukorrigerede - kaldt pczbh1. Disse kvotienter er her kaldt kvcz jf. videre afsnit 3.

Det ses af tapeterne, at den beregnede serie pczbh i 1970 ikke (bortset fra pcebh, pchbh og pckbh - hvilket skyldes, at der ikke er import i tilgangen eller at denne ikke er belagt med told) har indeksværdien 1.000. Dette skyldes, at toldandelen af den samlede tilgang mangler og at der anvendes importpriser inklusive told, hvilke derfor ikke har værdien 1.000 i 1970. Det første forhold trækker i retning af en beregnet indeksværdi under 1.000 mens det andet forhold trækker i retning af en beregnet værdi større end 1.000; det ses, at der ikke er tale om væsentlige afvigelser fra værdien 1.000.

1960-1977

	PCFB	PCFBH	PCFBH1	RESPCFB1	KVCF
1970	.552577	.675752	.596919	-.044342	.925715
	.559762	.696129	.614924	-.055158	.910301
	.596620	.722916	.638594	-.041963	.934288
	.633133	.745184	.658252	-.025118	.961841
	.654766	.768225	.678614	-.023848	.964858
	.692258	.797888	.704738	-.012158	.982748
	.735577	.826886	.730378	.005347	1.007322
	.739608	.844248	.745753	-.006145	.991760
	.748688	.871047	.769432	-.020744	.973039
	.802744	.921333	.813325	-.011111	.986348
	.828753	.998200	.881753	.000000	1.000000
	.905594	1.039266	.918026	-.012085	.986836
	1.004103	1.113029	.983184	.020919	1.021276
	1.016386	1.238285	1.177995	.025866	1.022729
	1.088493	1.578500	1.331946	-.043454	.967376
	1.094129	1.658978	1.465444	-.071315	.951336
	1.536666	1.783090	1.575077	-.038411	.975613
	1.734628	1.953617	1.725715	.008919	1.005168

	PCNB	PCNBH	PCNBH1	RESPCNB1	KVCN
1970	.255223	.665806	.239533	.015690	1.065503
	.273755	.696666	.250635	.023120	1.092245
	.284203	.715448	.257392	.026816	1.104183
	.297798	.746845	.268673	.022125	1.082348
	.309139	.746009	.268409	.040730	1.151748
	.317178	.796682	.286617	.007561	1.026380
	.326776	.824398	.296589	.030187	1.101781
	.335409	.847469	.304889	.045420	1.148974
	.349056	.880712	.316848	.032657	1.103069
	.349115	.932615	.335521	.013631	1.040626
	.356738	1.000000	.360308	.000000	1.000000
	.375821	1.015442	.378885	-.003474	.991888
	.385747	1.053149	.408261	-.022514	.944854
	.420446	1.134803	.448524	-.022078	.950777
	.458347	1.246716	.524400	-.064053	.915994
	.540373	1.457623	.588682	-.048309	.931527
	.593114	1.635300	.622761	-.029647	.952295
	.627766	1.731027	.671946	-.044180	.934250
		1.867742			

1960-1977

	PCIB	PCIBH	PCIBH1	RESPCIB1	KVCI
1970	.612563	.717257	.635163	-.022599	.964420
	.622288	.748559	.662849	-.033561	.949369
	.667223	.748648	.662928	.004295	1.006479
	.684055	.755297	.668818	.015235	1.022779
	.708543	.732963	.683313	.015229	1.021965
	.724645	.802819	.710896	.013749	1.019340
	.762625	.834555	.738998	.023627	1.031972
	.777643	.856763	.759416	.018426	1.024264
	.802833	.865297	.783930	.018406	1.023479
	.834143	.931779	.825890	.009053	1.010972
	.885001	.999437	.885001	.000000	1.000000
	.935949	1.042946	.923528	.012421	1.013450
	.996262	1.132390	.992105	.004521	1.004557
	1.078112	1.243037	1.100709	-.022596	.979471
	1.232335	1.474178	1.305384	-.073050	.944040
	1.355333	1.652136	1.462966	-.103327	.929440
	1.441329	1.754320	1.553450	-.112223	.927759
	1.537360	1.895417	1.678391	-.141031	.915973

	PCEB	PCEBH	PCEBH1	RESPCEB1	KVCE
1970	.666206	.672287	.599342	.068862	1.114896
	.677430	.715070	.637388	.040043	1.062823
	.689035	.893334	.796286	-.107250	.865312
	.714075	.723146	.642804	.071272	1.110876
	.737534	.939068	.835710	-.098175	.878150
	.735557	.832140	.741740	-.006682	.990991
	.683659	.841113	.749738	-.066079	.911864
	.765643	.882108	.786333	-.020690	.973688
	.804141	.934443	.832037	.014103	1.016950
	.827843	.925969	.825375	.002468	1.002990
	.891364	1.000000	.891364	.000000	1.000000
	1.018961	1.132368	1.009352	.009609	1.009520
	.977773	1.132369	1.007517	-.029145	.989931
	1.264043	1.368526	1.219855	.044194	1.037769
	.839010	1.445646	1.179961	-.340951	.843598
	1.063028	1.559997	1.281889	-.218861	.904088
	1.183548	1.820368	1.496147	-.312599	.874767
	1.319828	1.987849	1.663261	-.472434	.822611

1960-1977

1970

PCGB	PCGBH	PCGBH1	RESPCGB1	KVCG
.327843	.601837	.207224	.120618	1.582067
.336033	.645740	.222340	.113492	1.511342
.291607	.811411	.279384	.012223	1.043750
.322691	.668042	.230019	.092671	1.402885
.297094	.857648	.288418	.008676	1.030080
.341805	.783247	.271298	.069667	1.256698
.361232	.812680	.279821	.081401	1.290904
.384873	.865003	.297857	.087038	1.292234
.406977	.916774	.315663	.091315	1.289279
.339507	.918524	.316265	.023302	1.073678
.344782	1.001362	.344789	.000000	1.000000
.408543	1.134299	.390561	.017982	1.046042
.416478	1.157892	.398684	.017794	1.044632
.507459	1.357724	.467284	.039975	1.085549
.891962	2.317258	.797876	.094085	1.117919
.883161	2.490863	.857651	.024510	1.028578
.829668	2.721231	.936988	-.107320	.885462
.894201	2.915625	1.003905	-.109704	.890722

1970

PCBB	PCLBH	PCBBH1	RESPCBB1	KVCB
.513578	.703998	.372014	.138564	1.372468
.498975	.636462	.336326	.154648	1.459816
.495473	.686293	.362659	.132814	1.366223
.487396	.762372	.402861	.084534	1.209835
.459323	.711193	.375817	.083506	1.222200
.503136	.763996	.403720	.099416	1.246250
.483502	.802424	.424028	.059476	1.140265
.495542	.835624	.441562	.048980	1.110926
.501429	.870608	.460056	.041372	1.089929
.498609	.917384	.484774	.013835	1.028539
.528152	.999471	.528152	.000000	1.000000
.587748	1.078575	.569953	.017795	1.031221
.717650	1.187820	.627682	.089969	1.143335
.659989	1.259237	.665421	-.005432	.991837
.826775	1.417815	.746218	-.077557	1.103517
.785223	1.651685	.862232	-.077009	.910687
.768816	1.767925	.934227	-.165411	.822944
.893082	1.923043	1.016196	-.123114	.878848

1960-1977

	PCVB	PCVBH	PCVBH1	RESPCVB1	KVCV
1970	.630157	.689273	.607294	.022863	1.037647
	.652627	.685132	.603646	.048980	1.081141
	.657620	.715940	.630790	.026830	1.042533
	.692546	.743091	.654712	.038834	1.059315
	.703805	.744218	.655704	.049301	1.075187
	.724245	.781676	.688708	.035537	1.051600
	.746967	.817938	.720657	.026310	1.036508
	.774008	.847782	.746951	.030457	1.040775
	.787707	.878577	.774884	.013623	1.017599
	.806601	.924915	.814911	-.008310	.989802
	.880752	.999644	.880752	.000000	1.000000
	.912445	1.039921	.973860	-.018818	.979849
	.969648	1.146532	1.011976	-.042329	.958172
	1.007755	1.255792	1.106435	-.098685	.910808
	1.152373	1.458613	1.285134	-.126761	.901363
	1.230569	1.684455	1.462970	-.223401	.847296
	1.299321	1.772631	1.561804	-.262483	.831936
	1.416581	1.922473	1.693824	-.277243	.836321

	PCRB	PCRBH	PCRBH1	RESPCRB1	KVCR
1970	.476023	.572544	.514383	-.038361	.925422
	.511474	.593144	.532891	-.021416	.959811
	.540921	.624716	.561256	-.020335	.963769
	.568997	.668363	.593282	-.024285	.959067
	.604415	.696721	.616945	-.012530	.979690
	.640209	.734380	.659780	-.019572	.970336
	.714983	.784159	.704502	.010406	1.014771
	.752404	.830076	.745755	.006649	1.008916
	.784209	.861836	.774288	.009902	1.014659
	.835319	.913471	.820678	.014641	1.017840
	.898813	1.000440	.898813	.000000	1.000000
	.964031	1.065286	.957072	.006959	1.007271
	1.066590	1.162288	1.044143	.022442	1.021493
	1.147369	1.263779	1.135402	.011967	1.010540
	1.336243	1.478989	1.328750	.009493	1.007144
	1.506416	1.737654	1.561139	-.054723	.964947
	1.643818	1.848839	1.661029	-.017211	.989638
	1.797676	2.008954	1.804880	-.007204	.996009

1960-1977

1970

PCHB	PCHBH	PCHBH1	RESPCHB1	KVCH
.514772	.514772	.514772	.000000	1.000000
.544635	.544635	.544635	.000000	1.000000
.574578	.574578	.574578	.000000	1.000000
.604681	.604681	.604681	.000000	1.000000
.632112	.632112	.632112	.000000	1.000000
.677764	.677764	.677764	.000000	1.000000
.731719	.731719	.731719	.000000	1.000000
.792224	.792224	.792224	.000000	1.000000
.859892	.859892	.859892	.000000	1.000000
.928195	.928195	.928195	.000000	1.000000
1.000000	1.000000	1.000000	.000000	1.000000
1.084944	1.084944	1.084944	.000000	1.000000
1.169193	1.169193	1.169193	.000000	1.000000
1.268007	1.268007	1.268007	.000000	1.000000
1.371264	1.371264	1.371264	.000000	1.000000
1.500074	1.500074	1.500074	.000000	1.000000
1.703232	1.703232	1.703232	.000000	1.000000
1.889004	1.889004	1.889004	.000000	1.000000

1970

PCKB	PCKBH	PCKBH1	RESPCKB1	KVCK
.601367	.543831	.527186	.074181	1.140711
.601823	.569052	.552397	.049425	1.089474
.655729	.617146	.595576	.061353	1.104098
.693346	.637744	.619079	.071268	1.115119
.722394	.672035	.652366	.070028	1.107344
.766429	.723434	.702288	.064149	1.091344
.804109	.777075	.754332	.049777	1.065989
.856253	.827134	.802925	.053328	1.066417
.894758	.859434	.834280	.060479	1.072492
.926527	.911367	.884693	.041834	1.047286
.977732	1.000000	.977732	.000000	1.000000
1.012100	1.067915	1.036662	-.024560	.976309
1.095368	1.167517	1.133346	-.037979	.966490
1.202572	1.268849	1.231712	-.029140	.976342
1.345378	1.448219	1.440779	-.095401	.933785
1.514532	1.760012	1.708500	-.193969	.886468
1.561799	1.870009	1.815278	-.253478	.860364
1.593845	2.033723	1.974200	-.380355	.807337

1960-1977

	PCSB	PCSBH	PCSBH1	RESPCSB1	KVCS
1970	.463885	.526116	.482188	-.018303	.962042
	.495739	.557797	.511224	-.015484	.969711
	.532793	.595747	.546005	-.013212	.975803
	.567[illegible]	.625[illegible]	.572836	-.005777	.989915
	.594271	.659736	.604696	-.010425	.982760
	.639289	.715224	.655506	-.016217	.975261
	.691639	.769725	.705456	-.013817	.980414
	.751[illegible]	.81[illegible]	.755059	.001753	1.002337
	.80[illegible]994	.856885	.785339	.015655	1.019934
	.844404	.91[illegible]837	.834786	.009618	1.011522
	.916394	.999880	.916394	.000000	1.000000
	.945[illegible]	1.0[illegible]7[illegible]	.937415	.007177	1.007268
	1.0[illegible]4167	1.1[illegible]9196	1.000733	.003429	1.003173
	1.207824	1.235[illegible]75	1.177777	.030047	1.025512
	1.391[illegible]06	1.5[illegible]7526	1.381654	.009552	1.006913
	1.5[illegible]9[illegible]	1.7847[illegible]4	1.[illegible]357[illegible]	-.091733	.943919
	1.674728	1.9[illegible]2475	1.743626	-.068899	.960485
	1.851374	2.[illegible]665[illegible]	1.893976	-.042603	.977506

2.b <u>Offentlig varekøb</u>:

	PCYB	PCYBH	RESPCYB	PCYBH1	RESPCYB1	KVCY
1970	.557[illegible]	.632623	-.075299	.564989	-.007664	.986435
	.5[illegible]	.65[illegible]	-.0[illegible]	.58297[illegible]	-.036[illegible]	.937372
	.5[illegible]	.67[illegible]568	-.0[illegible]36[illegible]	.6[illegible]3442	-.031425	.947923
	.6[illegible]9676	.7[illegible]	-.0[illegible]8365[illegible]	.628131	-.008456	.986538
	.64[illegible]69[illegible]	.73[illegible]2[illegible]	-.0[illegible]8[illegible]583	.653[illegible]	-.007401	.988667
	.67[illegible]	.765[illegible]	-.0[illegible]8[illegible]	.68[illegible]	-.007[illegible]	.989286
	.7[illegible]697	.8[illegible]	-.1[illegible]18[illegible]	.7[illegible]9116	-.015719	.978142
	.747[illegible]259	.83[illegible]9	-.0[illegible]922[illegible]	.749756	-.002497	.996669
	.7[illegible]	.87[illegible]061	-.0[illegible]897[illegible]	.78[illegible]613	.003697	1.004736
	.8[illegible]	.9[illegible]25[illegible]	-.0[illegible]934[illegible]	.82365[illegible]	.005175	1.006283
	.8[illegible]	.9[illegible]8[illegible]	-.1[illegible]068[illegible]	.8929[illegible]	.000000	1.000000
	.95[illegible]	1.05[illegible]	-.1[illegible]059[illegible]	.946497	.007721	1.007735
	.[illegible]	1.141[illegible]78	-.1[illegible]36[illegible]	1.019709	-.011594	.988630
	.9[illegible]	1.2[illegible]	-.1[illegible]67[illegible]	1.1[illegible]034[illegible]	-.031483	.972147
	1.3[illegible]	1.5[illegible]	-.2[illegible]	1.365645	-.040146	.97[illegible]603
	1.4[illegible]	1.75[illegible]	-.3[illegible]	1.563965	-.142610	.908815
	1.52[illegible]	1.8658[illegible]	-.3375[illegible]	1.666398	-.138071	.917144
	1.561779	2.[illegible]	-.361825	1.807257	-.145478	.919503

2.c Investeringer i maskiner, transportmidler og inventar:

1966-1977

	PIMB	PIMBH	RESPIMB	PIMBH1	RESPIMB1	kvim
1970	.737835	.833755	-.095429	.802741	-.014905	.981433
	.859373	.883393	-.024253	.869025	-.038752	.970793
	.899354	.969241	-.069887	.904387	-.020863	.955465
	.935955	.952436	-.016481	.965841	-.000000	.976931
	.995548	.1.035577	-.039629	.1.044619	-.021976	1.000000
	.1.081376	.1.058633	-.023257	.1.127172	-.024571	.978963
	.1.166510	.1.147967	-.019457	.1.223834	-.061776	1.021798
	.1.266545	.1.044497	.221048	.1.414269	-.075156	.949523
	.1.465626	.1.245114	.220512	.1.615215	-.145685	.946859
	.1.671585	.1.322066	.348519	.1.731580	-.174450	.909804
	.1.792[illegible]	.1.348811	.443311	.1.840585	-.171695	.899254
	.1.663889	.1.235934	-.235934			.906717

2.d Investeringer i bygninger og anlæg:

1966-1977

	PIBB	PIBBH	RESPIBB	PIBBH1	RESPIBB1	kvib
1970	.737[illegible]	.771[illegible]44	-.033518	.738628	.008227	1.011260
	.768[illegible]	.811117	-.042555	.765623	.002966	1.003566
	.825[illegible]	.872937	-.047142	.823975	.001832	1.002224
	.876[illegible]	.928053	-.051558	.876001	.000496	1.000566
	.943[illegible]	.1.000043	-.056[illegible]	.943954	.000000	1.000000
	.1.0[illegible]	.1.076217	-.059398	.1.015833	.000966	1.000951
	.1.0[illegible]	.1.149632	-.078[illegible]	.1.025151	-.013526	.987535
	.1.0[illegible]	.1.295793	-.113592	.1.223111	-.040912	.966551
	.1.0[illegible]	.1.355[illegible]	-.123[illegible]	.1.469782	-.038161	.974[illegible]
	.1.0[illegible]	.1.348917	-.245451	.1.745213	-.141747	.918779
	.1.7[illegible]	.1.97[illegible]316	-.256639	.1.859803	-.146176	.921403
	.1.857[illegible]	2.152487	-.295164	2.031756	-.174434	.914146

2.e Investeringer i stambesætninger

1966-1977

	PITB	PITBH	RESPITB	KORIT1
1970	.875000	.863655	.011345	1.013136
	.737705	.845960	-.108255	.872033
	.728591	.864676	-.080583	.906503
	.902913	.944233	-.041220	.955769
	1.000000	1.000000	.000000	1.000000
	1.025000	1.009561	.015439	1.015292
	1.423077	1.136528	.286549	1.252126
	1.639344	1.449955	.189394	1.120621
	1.250000	1.501833	-.301833	.799025
	2.454545	1.569810	.884735	1.563594
	-1.000000	1.883399	-2.883399	-.546329
	.142857	1.943612	-1.800755	.073501

2.f Berhvervenes lagerinvesteringer

	PILB	PILBH	RESPILB	PILBH1	RESPILB1	KORIL1
1970	.899245	.865733	.033512	.865733	.043077	1.050304
	-.335955	.874455	-.874455	.864882	-.888754	-.018329
	.924369	.902938	.021631	.892956	.031613	1.035403
	.942134	.943259	-.001125	.932832	.009302	1.009972
	1.000000	1.000000	.000000	1.000000	.000000	1.000000
	1.000000	1.011778	-.011778	1.000000	.000719	.990653
	.674699	1.051417	-.021342	1.039794	-.009719	.614451
	.250524	1.011325	-.011325	1.009851	-.423352	1.010813
	.000000	1.025977	-.025977	1.243082	.013442	1.379075
	.000000	.001455	-.001455	1.597598	.605610	.954346
	.000000	.571674	-.571674	1.097763	-.077510	.916649
	.669449	1.241611	-.172162	1.821253	-.151804	.929401
	.333333	1.994646	-.161313	1.972596	-.139263	

2.g Andre lagerinvesteringer (især i landbrug)

	PIA	PIAB	PIABH	RESPIAB	KORIA1
1970	.452381	.452381	.863655	-.411274	.523798
	.086781	.086781	.845960	-.759179	.102583
	-1.000000	-1.000000	.864676	-2.164676	-1.503453
	2.013423	2.013423	.944233	1.069190	2.132337
	1.000000	1.000000	1.000000	.000000	1.000000
	1.497696	1.497696	1.009561	.488135	1.483512
	1.577778	1.577778	1.136528	.441249	1.338243
	1.041237	1.041237	1.449955	-.408713	.718119
	.849057	.849057	1.501833	.347227	1.231202
	.545455	.545455	1.569810	-1.024356	.347465
	4.000000	4.000000	1.883399	2.169601	2.185315
	2.153846	2.153846	1.943612	.210234	1.108167

3. Justeringsfaktorer

Det ses, at for en del af komponenternes vedkommende synes de beregnede - og 1970-niveaukorrigerede - basispriser at overvurdere de observerede basispriser. Dette gør sig særligt gældende for de seneste år af den viste periode. En måde at justere relationerne kunne være at benytte en multiplikativ faktor i de relationer, der synes at vise en vis entydig og konstant relativ niveauforskel. En sådan faktor foreslås indlagt som en parameter, hvis værdi kan ændres uden i øvrigt at skulle ændre relationerne. For en enkelt relations vedkommende - pckb - er der tilsyneladende en trendmæssig udvikling i forholdet mellem den observerede basispris og den beregnede i den viste periode. Et positivt og voksende additivt justeringsled synes derfor påkrævet her.

Opslag

4. Relationernes udseende.

pcfb = (0.0516*pxa + 0.4692*pxn + 0.2617*pxq + 0.0965*pm0m)*kvcf + Jpcf

pcnb = (0.1746*pxn + 0.1442*pxq + 0.0403*pm1m)*kvcn + Jpcn

pcib = (0.0210*pxa + 0.3304*pxn + 0.3265*pxq + 0.0214*pm5m + 0.0444*pm6m +
+ 0.1370*pm89m)*kvci + Jpci

pceb = (0.3271*pxn + 0.1713*pxq + 0.3929*pm3m)*kvce + Jpce

pcgb = (0.0103*pxn + 0.2012*pxq + 0.1332*pm3m)*kvcg + Jpcg

pcbb = (0.0347*pxn + 0.1771*pxq + 0.3083*pm7m)*kvcb + Jpcb

pcvb = (0.2684*pxn + 0.3481*pxq + 0.1813*pm7m + 0.0767*pm89m)*kvcv + Jpcv

pcrb = (0.0425*pxn + 0.7945*pxq + 0.0244*pm6m + 0.0358*pm7m)*kvcr + Jpcr

pchb = 1.000*pxh

pckb = (0.9707*pxq)*kvck + Jpck

pcsb = (0.8087*pxq + 0.1034*pxo + 0.0043*pmsm)*kvcs + Jpcs

pcyb = (0.0091 *pxa + 0.1781*pxn + 0.1116*pxb + 0.4597*pxq + 0.0107*pm0m +
0.0125*pm3m + 0.0228*pm5m + 0.0269*pm6m + 0.0327*pm7m + 0.0151*pm89m +
0.0110*pmsm)*kvcy + Jpcy

pimb = (0.2914*pxn + 0.1702*pxq + 0.3579*pm7m + 0.0657*pmym + 0.0699*pm89m)*kvim +
+ Jpi.m

pibb = (0.9306*pxb + 0.0134*pxq)*kcib + Jpib

pit = (1.000*pxa)*kvit + Jpit

pilb = pil = (0.4450*pxn + 0.0494*pxq + 0.0494*pm0m + 0.0494*pm24m +
0.0494*pm3m + 0.0494*pm5m + 0.1483*pm6m + 0.0989*pm7m +
0.0494*pm89m)*kvil + Jpil

pia = (1.000*pxa)*kvia + Jpia

<u>kv-værdier</u>: Følgende værdier af de multiplikative korrektionsfaktorer skal foreslås:

kvcf =	1.00	kvcr =	1.00
kvcn =	0.94	kvch =	1.00
kvci =	0.93	kvck =	0.80
kvce =	0.85	kvcs =	0.97
kvcg =	0.90	kvcy =	0.92
kvcb =	0.90	kvim =	0.91
kvcv =	0.85	kvib =	0.92
		kvil =	0.95
		kvit =	1.00
		kvia =	1.30

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

7. august 1979
EV/EV

Sektorprisrelationer for N, B og Q-sektoren. Foreløbige resultater.

1. Indledning

EA har i et notat dateret maj 1979 "Sektorpriser og input-output" givet et oplæg til fremtidige sektorprisrelationer i ADAM. I de følgende afsnit skal der refereres resultater af en række estimationsforsøg, som forsøger at efterleve principperne i ovennævnte notats første sider. I afsnit 2 skitseres oplægget og en række variable defineres. Dernæst følger i afsnit 3 en række korrelationeresultater, efterfølgende behandles de opnåede estimationsresultater for N, B og Q-sektoren. En række grafiske billeder af nogle udvalgte regressioner er vist bagest.

Mangler (Til slut skal de indvundne resultater opsummeres.)

2. Oplæg

Indtil videre skal analysen kun omfatte relationer for sektorerne N, B og Q. Sektorprisen for A-sektoren vil i overensstemmelse med anbefalingerne i EA, op.cit. og indtil videre blive opfattet som eksogen. Det samme gælder H-sektoren.

a. Indledningsvis skal hovedtræk af oplægget opridses.

En input-output prismodel på strukturform tages som udgangspunkt, idet dog priseffekten af meget små intersektorale strømme - leverancer fra bygge- og anlægssektoren til landbrug og industri og leverancer fra landbrug m.v. til bygge- og anlæg og til øvrige erhverv - negligeres.

Tilgangen til de enkelte sektorer spaltes i EA's notat op i de indenlandske råstoffer og importen. Kaldes prisindeks for de indenlandske råstofleverancer for henholdsvis pxnr, pxbr og pxqr og kaldes prisindeks for importerede varer og tjenester til de enkelte sektorer for henholdsvis pmnr, pmbr og pmqr, får strukturformen for sektorprisrelationerne følgende udseende:

(1.1) $$pxnb = pxnr + pmnr + c_N w_N + m_N$$

(1.2) $$pxbb = pxbr + pmbr + c_B w_B + m_B$$

(1.3) $$pxqb = pxqr + pmqr + c_Q w_Q + m_Q$$ hvor

(2.1) $pxnr = (a_{AN}*pxa + a_{QN}*pxq)/(1 - a_{NN})$

(2.2) $pxmr = (a_{m0N}*pm0 + a_{m1N}*pm1 + a_{m2N}*pm2 + a_{m3N}*pm3 + a_{m4N}*pm4 + a_{m5N}*pm5 + a_{m6N}*pm6 + a_{m7N}*pm7 + a_{m89N}*pm89)/(1 - a_{NN})$

(3.1) $pxbr = (a_{NB}*pxn + a_{QB}*pxq)/(1 - a_{BB})$

(3.2) $pmbr = (a_{m2B}*pm2 + a_{m3B}*pm3 + a_{m5B}*pm5 + a_{m6B}*pm6 + a_{m89B}*pm89)/(1-a_{B}$

(4.1) $pxqr = (a_{NQ}*pxn + a_{BQ}*pxb)/(1 - a_{QQ})$

(4.2) $pmqr = (a_{m0Q}*pm0 + a_{m1Q}*pm1 + a_{m3Q}*pm3 + a_{m5Q}*pm5 + a_{m6Q}*pm6 + a_{m7Q}*pm7 + a_{m89Q}*pm89)/(1 - a_{QQ})$

Et samlet udtryk for prisudviklingen på de indenlandske råstofleverancer og import kaldes i det følgende for

(5.1) $pxmnr = pxnr + pmnr$

(5.2) $pxmbr = pxbr + pmbr$

(5.3) $pxmbq = pxqr + pmqr$

De ovenfor anførte sammenvejningsvægte findes ud fra input-output tabellen. Det er valgt at lade den modificerede i-o tabel for 1973 i 1970-priser være grundlag, jf. AMC. 21/06/79; a_{NN} har følgelig værdien 14548/74124, mens fx a_{m2N} får værdien 1284/74124.

b. Fastlæggelse af regressander

Ved fastlæggelse af regressanden til sektorpriserne foreslås i EA's oplæg, at de indenlandske råstofleverancers pris fratrækkes basisprisen svarende til en hypotese om fuld overvæltning af denne udgiftskomponent. En lignende hypotese kunne måske også anvendes om tilgangen fra import. En række forskellige regressionsformler kan derfor tænkes opstillet. I det følgende beskrives kun relationer for N-sektorprisen; de øvrige sektorer kan beskrives analogt.

(6.1) $pxnb = f_1(pxnr, pxmr, c_N w_N, m_N)$

(6.2) $pxnb = f_2(pxmnr, c_N w_N, m_N)$

(6.3) $pxnb - pxnr = f_3(pmnr, c_N w_N, m_N)$

(6.4) $pxnb - pxmnr = f_4(c_N w_N, m_N)$

hvor $c_n w_n$ og m_N er nemme skrivemåder for lønomkostningerne og profitmarginen (efterspørgselspresset); disse to variable vendes der tilbage til nedenfor i afsnit c. og d.

Endvidere kan der tænkes introduceret - formentlig et kort - lag i prisudtrykkene for råstof- og importleverancerne, fx:

(7.1) $\quad pxnb = g_1(pxnr(-1/4),\ pmnr(-1/4),\ c_N w_N,\ m_N)$

(7.2) $\quad pxnb = g_2(pxmnr(-1/4),\ c_N w_N,\ m_N)$

(7.3) $\quad pxnb - pxnr(-1/4) = g_3(pmnr(-1/4),\ c_N w_N,\ m_N)$

(7.4) $\quad pxnb - pxmnr(-1/4) = g_4(c_N w_N,\ m_N)$

Man kunne her tænke sig, at man kunne teste, om en hypotese om fuld overvæltning af råstoffer og øvrig råstoftilgang fra import er tilladelig, idet man kan håbe på, at det forholdsvis begrænsede antal regressorer og passende fravær af multikollinearitet gør forsøget realisabelt. - En række forsøg med regressander som ovenfor skitseret - med de variable udtrykt i absolutte årlige ændringer - er forsøgt gennemført for de tre sektorpriser.

c. Lønomkostninger

Lønomkostninger, ovenfor forkortet til $c_N w_N$ i tilfældet N-sektorprisen, er i det følgende repræsenteret på den nedenfor beskrevne vis, idet udgangspunktet er den måde, den nuværende ADAM-sektorpris for Q-sektoren er specificeret. Der defineres dels et produktivitetsudtryk (her en omvendt mandeproduktivitet) dels et lønudtryk. Produktivitetsudtrykket gives et lag ved sammenvejning af årets og den en og to perioder laggede produktivitet. Lønnen indgår derimod med årets værdi alene. To lønudtryk er afprøvet for N- og B-sektoren, mens hele 3 forskellige har været igennem maskinen for Q-sektoren. Tages derfor nomenklaturen fra Q-sektoren er følgende variable defineret:

(8.1) $\quad WqA1 = lna\{0.8*\frac{Qq}{fxq} + 0.1*\frac{Qq}{fxq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fxq}(-2)\}/(1 - a_{QQ})$

(8.2) $\quad WqA2 = lna\{0.7*\frac{Qq}{fxq} + 0.2*\frac{Qq}{fxq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fxq}(-2)\}/(1 - a_{QQ})$

(8.3) $\quad WqA3 = lna\{0.6*\frac{Qq}{fxq} + 0.3*\frac{Qq}{fxq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fxq}(-2)\}/(1 - a_{QQ})$

(8.4) $\quad WqA4 = lna\{0.6*\frac{Qq}{fxq} + 0.2*\frac{Qq}{fxq}(-1) + 0.2*\frac{Qq}{fxq}(-2)\}/(1 - a_{QQ})$

(8.5) $\quad WqA5 = lna\{0.5*\frac{Qq}{fxq} + 0.4*\frac{Qq}{fxq}(-1) + 0.1*\frac{Qq}{fxq}(-2)\}/(1 - a_{QQ})$

(8.6) $\quad WqA6 = lna\{0.5*\frac{Qq}{fxq} + 0.3*\frac{Qq}{fxq}(-1) + 0.2*\frac{Qq}{fxq}(-2)\}/(1 - a_{QQ})$

Analoge udtryk men med lna substitueret af henholdsvis lna*Hn og lq kaldes henholdsvis WqB1-WqB6 og WqC1-WqC6. For N- og B-sektoren er forsøgt med henholdsvis WnA1-6 og WnB1-6 og WbA1-6 og WbB1-6 som regressorer.

d. Profitmarginen

Mere avancerede udtryk for profitmarginen, jf. EA, s. 14 ff, er i første omgang ikke forsøgt inddraget i analysen. Faktisk gennemførtes en række estimationsrunder, jf. nedenfor, uden noget udtryk for profitmarginen inde i regressionen. I afsnit __ vendes dog tilbage til nogle forsøg, hvori traditionelle udtryk for efterspørgselspresset indgår. Bedre udtryk bør søges, men eftersom de indledende undersøgelser synes at levne liden plads til en sådan variabel, er der endnu ikke ofret variablen megen - dog formentlig utilstrækkelig - tid. De benyttede variable til beskrivelse af efterspørgselspresset ser ud som følger, idet sammenvejede efterspørgselskomponenter er repræsenteret både i relative ændringer som i nuværende ADAM og i absolutte årlige ændringer; med uheldig notation kaldes efterspørgselspresset Epr:

(9.1) $$EprnA = (0.122*fCf + 0.064*fCi + 0.044*fCv + 0.060*fIm)/(1 - a_{NN})$$

(9.2) $$EprnB = EprnA + (0.294*fEv)/(1 - a_{NN})$$

(9.3) $$EprbA = fIb/(1 - a_{BB})$$

(9.4) $$EprqA = (0.065*fCf + 0.061*fCi + 0.054*fCv + 0.037*fCr + 0.050*fCk + 0.133*fCs + 0.070*fCo)/(1 - a_{QQ})$$

(9.5) $$EprqB = EprqA + 0.221*fEs/(1 - a_{QQ})$$

Vægtene er fastlagt ud fra kendskab til størrelsen af leverancerne til endelig anvendelse som leveres af de enkelte produktionssektorer. Kun de efterspørgselskomponenter, der modtager større leverancer fra de pågældende sektorer er medtaget og en vis opgangning af koefficienterne er foretaget. Af mangel på komponentopdelte eksportserier tilbage før 1965 er for N-sektoren anvendt den samlede vareeksport (som også indeholder varer fra landbrugssektoren) og for Q-sektoren er eksporten af tjenester anvendt som indikator for eksportvariable, der trækker på sektorens produktion.

3. Estimationsresultater

Nedenfor vises i afsnit a. resultater for N-sektorprisen. Sektorpriserne for B- og Q-sektorerne beskrives i afsnit b og c .

a. Resultater for N-sektoren

Fremgangsmåden vil være den, at resultater efter opskriften beskrevet i relationerne (6.) og (7.) vises. Forinden skal dog en række korrelationsmatricer fremlægges.

Råstofleverancer: Periode 1951-73.

Dpxnb:	Dpxnr	Dpmnr	Dpxnr(-1/4)	Dpmnr(-1/4)
	.845	.759	.864	.762

Dpxnb:	Dpxmnr	Dpxmnr(-1/4)
	.923	.929

D(pxnb - pxnr):	Dpmnr	Dpmnr(-1/4)
	.821	.827

D(pxnb - pxnr(-1/4)):	Dpmnr	Dpmnr(-1/4)
	.817	.817

Lønomkostninger: Periode 1951-73.

Dpxnb:	DWnA1	DWnA2	DWnA3	DWnA4	DWnA5	DWnA6
	.861	.856	.847	.842	.832	.832

Dpxnb:	DWnB1	DWnB2	DWnB3	DWnB4	DWnB5	DWnB6
	.854	.848	.834	.832	.812	.814

D(pxnb - pxnr):	DWnA1	DWnA2	DWnA3	DWnA4	DWnA5	DWnA6
	.774	.769	.759	.742	.744	.735

D(pxnb - pxnr):	DWnB1	DWnB2	DWnB3	DWnB4	DWnB5	DWnB6
	.801	.801	.788	.778	.767	.761

D(pxnb - pxnr(-1/4)):	DWnA1	DWnA2	DWnA3	DWnA4	DWnA5	DWnA6
	.796	.790	.780	.770	.764	.756

D(pxnb - pxnr(-1/4)):	DWnB1	DWnB2	DWnB3	DWnB4	DWnB5	DWnB6
	.817	.809	.794	.787	.772	.768

D(pxnb - pxnmr):	DWnA1	DWnA2	DWnA3	DWnA4	DWnA5	DWnA6
	.691	.694	.694	.691	.658	.689

D(pxnb - pxmnr):	DWnB1	DWnB2	DWnB3	DWnB4	DWnB5	DWnB6
	.696	.700	.699	.701	.692	.697

D(pxnb - pxmnr(-1/4)):	DWnA1	DWnA2	DWnA3	DWnA4	DWnA5	DWnA6
	.807	.810	.787	.789	.769	.773

D(pxnb - pxmnr(-1/4)):	DWnB1	DWnB2	DWnB3	DWnB4	DWnB5	DWnB6
	.783	.773	.756	.762	.730	.741

Estimationsresultaterne synes at bekræfte, at der bør være et relativt kort lag i lønomkostningerne.

Ad (6.1):

Her bliver residualspredning og determinationskoefficient stort set identiske hvad enten DWnA1 og A2 eller DWnB1 og B2 anvendes:

Dpxnb, C, Dpxnr Dpmnr:

	DWnA1	DWnA2	DWnB1	DWnb2
	DWnA1	DWnA2	DWnB1	DWnB2
s	.01055	.01055	.01021	.01021
R^2	.934	.934	.939	.938
koef til Dpxnr	.827	.830	.995	1.002
- - Dpmnr	.755	.761	.697	.706
NR:	/N_1.5/	/N_1.13/	/N_1.53/	/N_1.61/

Den marginalt mindre spredning og koefficienternes størrelse til Dpxnr og Dpmnr taler således for af foretrække DWnB1 som regressor. Lønudtrykket, der bruges i DWnB indeholder også et større element af årslønsindikator end DWnA gør. Relationen får følgende udseende, jf. figur i appendiks:

(1) /N_1.53/

$$\text{Dpxnb} = \underset{(0.0030)}{0.006900} + \underset{(0.211)}{0.9954}\ \text{Dpxnr} + \underset{(0.122)}{0.6967}\ \text{Dpmnr} + \underset{(0.000401)}{0.001695}\ \text{DWnB1}$$

$n = 1951\text{-}73$ $\quad s = 0.0102$ $\quad R^2 = 0.939$ $\quad DW = 2.38$

Relationen er skæmmet af nogle ret store residualer i 1958, 1961 og 1963. I 1961 og 1963 "vender" relationen tilmed forkert. Det ses, at koefficienten til de indenlandske råstofomkostninger ligger meget tæt på 1, mens koefficienten til importerede råstoffer ligger lidt lavere.

Ad (7.1):

Introduceres et kort lag i råstofpriserne fås analogt:

Dpxnb, C, Dpxnr(-1/4), Dpmnr(-1/4):

	DWnA1	DWnA2	DWnB1	DWnB2
s	.01056	.01076	.01071	.01094
R^2	.934	.932	.932	.929
Koef. til Dpxnr(-1/4)	1.067	1.093	1.283	1.310
- - Dpmnr(-1/4)	.891	.896	.820	.828
Nr NR:	/N_1.6/	/N_1.14/	/N_1.54/	/N_1.62/

Det ses, at koefficienten til Dpxnr(-1/4) får væsentlig forskellig værdi afhængigt af, om DWnA eller DWnB benyttes. Benyttes spredningen som udvælgelseskriterium bør DWnA1 foretrækkes. Igen bliver koefficienten til de indenlandske råstoffer større end den tilsvarende til importerede råstoffer:

(2) /N_1.6/

$$\text{Dpxnb} = \underset{(0.0032)}{0.005412} + \underset{(0.315)}{1.067}\ \text{Dpxnr}(-1/4) + \underset{(0.151)}{0.8908}\ \text{Dpmnr}(-1/4) + \underset{(0.805)}{2.725}\ \text{DWnA1}$$

n = 1951-73 s = 0.1056 R^2 = 0.934 DW = 2.32

Forskellen til (1) er ikke stor; spredningen synes at blive marginalt pænere uden lag i råstofpriserne.

Ad (6.2):

Benyttes et aggregeret udtryk for råstofferne som her Dpxmnr - evt med et lag - fås stort set igen samme resultater, hvad enten DWnA eller DWnB benyttes. Hvis ovenstående resultater kan tolkes således, at der er en forskellig overvæltning af inden- og udenlandske råstoffer, er forsøget måske mindre relevant - men alligevel:

Dpxnb, C, Dpxmnr:

	DWnA1	DWnA2	DWnB1	DWnB2
s	.01030	.01029	.01029	.01029
R^2	.934	.934	.934	.934
Koef. til Dpxmnr	.770	.777	.781	.791
NR:	/N_1.3/	/N_1.11)	/N_1.51/	/N_1.59/

Vælges igen DWnB1 fås:

(3) /N_1.51/

$$\text{Dpxnb} = \underset{(0.0030)}{0.007375} + \underset{(0.099)}{0.7812}\ \text{Dpxmnr} + \underset{(0.00038)}{0.001873}\ \text{DWnB1}$$

n = 1951-73 s = 0.01029 R^2 = 0.934 DW = 2.36

Billedet ligner til forveksling de tidligere viste. Med et lag à la(7.2) i priserne synes DWnA1 at måtte foretrækkes:

(4) /N_1.4/

$$\text{Dpxnb} = \underset{(0.0032)}{0.00549} + \underset{(0.122)}{0.9307}\ \text{Dpxmnr}(-1/4) + \underset{(0.638)}{2.949}\ \text{DWnA1}$$

n = 1951-73 s = 0.01035 R^2 = 0.933 DW = 2.32

Relationen afspejler - som også visse af de øvrige - visse tendenser i retning af autokorrelation, idet plusserne i residualmønsteret er i overtal i begyndelsen af estimationsperioden mens minusserne dominerer i slutningen.

Ad (6.3) og (6.4):

Af resultater af forsøg med fuld overvæltning af dels indenlandsk leverede råstoffer dels samtlige råstoffer skal her kun nævnes, at i forsøg med D(pxnb - pxmnr) og D(pxnb - pxmnr(-1/4)) og DWnA og DWnB falder D(pxnb - pxmnr(-1/4)) målt ved residualspredningen pænest ud. Med lag og kun de indenlandske råstoffer fuld overvæltet og frit estimeret koefficient til de importerede råstoffer gives følgende resultat:

D(pxnb - pxnb(-1/4)), C, Dpmnr(-1/4):

	DWnA1	DWnA2	DWnB1	DWnB2
s	.01031	.01051	.01073	.0110
R^2	.875	.870	.864	.858
Koef. til Dpmnr(-1/4)	.897	.904	.844	.855
NR:	/N_1.7/	/N_1.15/	/N_1.55/	/N_1.63/

Igen synes DWnA1 at måtte foretrækkes. Modsat trækker dog, at autokorrelationen bliver mindst, når DWnB1 anvendes:

(5) /N_1.55/

$$D(pxnb - pxnr(-1/4)) = \underset{(0.0032)}{0.006448} + \underset{(0.157)}{0.8442}\ Dpmnr(-1/4) + \underset{(0.00033)}{0.001782}\ DWnB1$$

n = 1951-73 s = 0.0107 R^2 = 0.864 DW = 2.08

Ad (7.4):

Ses på resultatet med D(pxnb - pxmnr(-1/4)) som regressor fås:

	DWnA1	DWnA2	DWnB1	DWnB2
s	.01018	.01036	.01073	.01095
R^2	.652	.639	.614	.597
DW	2.28		2.00	
NR	/N_1.2/	/N_1.10/	/N_1.50/	/N_1.58/

Her synes DWnA1 at måtte foretrækkes:

(6) /N_1.2/

$$D(pxnb - pxmnr(-1/4)) = \underset{(0.0030)}{0.005865} + \underset{(0.429)}{2.685}\ DWnA1$$

n = 1951-73 s = 0.01018 R^2 = 0.652 DW = 2.28

b. Resultater for B-sektoren

Korrelationsmatricer: Periode 1951-1973.

Råstofleverancer:

Dpxbb:	Dpxbr	Dpmbr	Dpxbr(-1/4)	Dpmbr(-1/4)
	.941	.622	.950	

Dpxbb:	Dpxmbr	Dpxmbr(-1/4)
	.856	.885

D(pxbb - pxbr):	Dpmbr	Dpmbr(-1/4)
	.	

D(pxbb - pxnr(-1/4)):	Dpmbr	Dpmbr(-1/4)
	.	

Lønomkostninger:

Dpxbb:	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.812	.831	.843	.856	.844	.864

Dpxbb:	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.738	.764	.785	.802	.797	.821

D(pxbb - pxbr):	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.816	.838	.853	.856	.859	.867

D(pxbb - pxbr):	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.746	.776	.802	.807	.820	.830

D(pxbb - pxbr(-1/4)):	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.813	.834	.848	.855	.852	.865

D(pxbb - pxbr(-1/4)):	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.741	.769	.793	.803	.808	.824

D(pxbb - pxmbr):	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.809	.835	.856	.851	.867	.867

D(pxbb - pxmbr):	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.733	.768	.800	.797	.824	.825

D(pxbb - pxmbr(-1/4)):	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.859	.883	.901	.905	.908	.918

D(pxbb - pxmbr(-1/4)):	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.770	.802	.830	.837	.848	.862

b. Resultater for B-sektoren

Korrelationsmatricer: Periode 1951-1973.

Råstofleverancer:

Dpxbb:	Dpxbr	Dpmbr	Dpxbr(-1/4)	Dpmbr(-1/4)
	.941	.622	.950	

Dpxbb:	Dpxmbr	Dpxmbr(-1/4)
	.856	.885

D(pxbb - pxbr):	Dpmbr	Dpmbr(-1/4)
	.	

D(pxbb - pxnr(-1/4)):	Dpmbr	Dpmbr(-1/4)
	.	

Lønomkostninger:

Dpxbb:	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.					.864
Dpxbb:	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.					.821
D(pxbb - pxbr):	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.					.867
D(pxbb - pxbr):	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.					.830
D(pxbb - pxbr(-1/4)):	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.					.865
D(pxbb - pxbr(-1/4)):	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.					.824
D(pxbb - pxmbr):	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.					.867
D(pxbb - pxmbr):	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.					.825
D(pxbb - pxmbr(-1/4)):	DWbA1	DWbA2	DWbA3	DWbA4	DWbA5	DWbA6
	.					.918
D(pxbb - pxmbr(-1/4)):	DWbB1	DWbB2	DWbB3	DWbB4	DWbB5	DWbB6
	.					.862

Korrelationsresultaterne antyder, at lagget i lønomkostningerne skal være mere fladt end i N-sektoren.

Ad (6.1):

Med ubundne råstofpriser uden lag falder DWbA5,6 og DWbB5,6 bedst ud:

Dpxbb, C, Dpxbr, Dpmbr:

	DWbA5	DWbA6	DWbB5	DWbB6
s	.008688	.00896	.009307	.00974
R^2	.947	.944	.940	.934
DW	1.76	1.79	1.82	1.95
Koef til Dpxbr	1.600	1.461	.940	1.785
- - Dpmbr	0.429	0.471	.329	.356
NR:	/B_1.37/	/B_1.45/	/B_1.85/	/B_1.93/

Konstantleddet er kun svagt signifikant. Af disse relationer skal DWbA5 på ovenstående grundlag foretrækkes:

(7) /B_1.37/

$$\text{Dpxbb} = \underset{(0.0031)}{0.002181} + \underset{(0.305)}{1.600}\ \text{Dpxbr} + \underset{(0.194)}{0.4287}\text{Dpmbr} + \underset{(.773)}{3.596}\ \text{DWbA5}$$

n = 1951-73 s = 0.00869 R^2 = 0.947 DW = 1.76

Indføres et lag i råstofferne fås igen, at et fladt lag i lønomkostningerne bør foretrækkes:

Dpxbb, C, Dpxbr14, Dpmbr14:

	DWbA5	DWbA6	DWbB5	DWbB6
s	.008170	.008187	.009133	.009313
R^2	.953	.953	.942	.939
DW	1.59	1.64	1.61	1.65
Koef til Dpxbr(-1/4)	1.781	1.585	2.185	2.082
- - Dpmbr(-1/4)	.655	.725	.475	.513
NR:	/B_1.38/	/B_1.46/	/B_1.86/	/B_1.94/

Konstantleddet bliver igen insignifikant:

(8) /B_1.38/

$$\text{Dpxbb} = \underset{(0.0031)}{0.001126} + \underset{(0.364)}{1.781}\text{Dpxbr}(-1/4) + \underset{(0.240)}{0.6550}\ \text{Dpmbr}(-1/4) + \underset{(0.780)}{3.458}\ \text{DWbA5}$$

n = 1951-73 s = 0.00817 R^2 = 0.953 DW = 1.59

Med det aggregerede prisindeks for råstoffer fås:

Dpxbb, C, Dpxmbr:

	DWbA5	DWbA6	DWbB5	DWbB6
s	.009823	.00958	.01155	.01138
R^2	.929	.933	.902	.905
DW	1.86	1.90	1.80	1.89
Koef. til Dpxmbr	.859	.817	.928	.887
NR:	/B_1.35/	/B_1.43/	/B_1.83/	/B_1.91/

Her ses spredningen at blive mindst med DWbA6:

(9) /B_1.43/

$$Dpxbb = \underset{(0.0033)}{0.004811} + \underset{(0.110)}{0.8172}\ Dpxmbr + \underset{(0.624)}{4.186}DWbA6$$

n = 1951-73 s = 0.00958 R^2 = 0.933 DW = 1.90

Med et lag i råstofpriserne à la (7.2) fås igen den mindste spredning og størst R^2 med DWbA6:

Dpxbb, C, Dpxmbr(-1/4):

	DWbA5	DWbA6	DWbB5	DWbB6
	DWbA5	DWbA6	DWbB5	DWbB6
s	.00877	.00839	.01089	.01058
R^2	.943	.948	.913	.918
DW	1.57	1.66	1.47	1.59
Koef til Dpxmbr(-1/4)	1.084	1.038	1.165	1.120
NR:	/B_1.36/	/B_1.44/	/B_1.84/	/B_1.92/

Konstantleddet bliver fortsat lidet signifikant:

(10) /B_1.44/

$$Dpxbb = \underset{(0.0029)}{0.003944} + \underset{(0.118)}{1.038}\ Dpxmbr(-1/4) + \underset{(0.562)}{4.490}DWbA6$$

n = 1951-73 s = 0.00839 R^2 = 0.948 DW = 1.66

Ad (6.3):

Vender vi os dernæst til de relationer, der har fuld overvæltning som udgangspunkt fås igen en koefficient til Dpmbr, der ligger under 1.

Med DWbB5 og 6 optræder den største residual i 1972, mens billedet er mere broget hvad angår residualmønsteret med DWbA5 og 6. Der er tendens til at relationerne skyder for højt i 1950'erne.

D(pxbb - pxbr), C, Dpmbr:

	DWbA5	DWbA6	DWbB5	DWbB6
s	.00929	.00914	.01098	.01081
R^2	.866	.870	.812	.818
DW	1.72	1.79	1.68	1.79
Koef til Dpmbr	.681	.656	.711	.684
Nr:	/B_1.39/	/B_1.47/	/B_1.87/	/B_1.95/

Igen bliver konstanten kun i mindre grad signifikant:

(11) /B_1.47/

D(pxbb - pxbr) = .004135 + .6558 Dpmbr + 4.548 DWbA6
(0.0031) (0.154) (0.506)

n = 1951-73 s = .00914 R^2 = .870 DW = 1.79

Med et lag i både pxbr og pmbr à la (7.3) fås tilsvarende resultater:

D(pxbb - pxbr(-1/4)), C, Dpmbr(-1/4):

	DWbA5	DWbA6	DWbB5	DWbB6
s	.00888	.00842	.0111	.01076
R^2	.889	.901	.823	.838
DW	1.56	1.56	1.47	1.61
Koef til Dpmbr(-1/4)	1.016	.985	1.039	1.005
NR:	/B_1.40/	/B_1.48/	/B_1.88/	/B_1.96/

(12) /B_1.48/

D(pxbb - pxbr(-1/4)) = 0.003831+ 0.9849 Dpmbr(-1/4) + 4.615 DWbA6
(0.0029) (.178) (.470)

n = 1951-73 s = 0.00842 R^2 = 0.901 DW = 1.65

Ad (6.4) og (7.4):

Forsøges med fuld overvæltning af alle råstoffer fås et resultat, der knapt kan måle sig med de foregående:

D(pxbb - pxmbr), C:

	DWbA5	DWbA6	DWbB5	DWbB6
s	.00997	.00997	.01136	.01132
R^2	.752	.752	.678	.681
DW	2.05	2.12	1.88	1.99
NR:	/B_1.33/	/B_1.41/	/B_1.81/	/B_1.89/

Det er påfaldende, så lille forskel, der er mellem resultaterne men foretrækkes skal igen DWbA6:

(13) /B_1.41/:

$$D(pxbb-pxmbr) = \underset{(0.0034)}{0.005409} + \underset{(0.527)}{4.209}\ DWbA6$$

n = 1951-73 s = 0.00997 R^2 = 0.752 DW = 2.12

En sidste forsøgsrunde gik med et lag i råstofferne:

D(pxbb - pxmbr(-1/4)), C:

	DWbA5	DWbA6	DWbB5	DWbB6
s	.00866	.00814	.0110	.0105
R^2	.825	.843	.720	.743
DW	1.56	1.65	1.48	1.61
NR:	/B_1.34/	/B_1.42/	/B_1.82/	/B_1.90/

Residualmønsteret er med DWbB igen karakteriseret af, at der i 1972 optræder en ganske stor residual, som formentlig kan henføres til det i dette år om sig gribende måneskinsarbejde:

(14) /B_1.42/

$$D(pxbb - pxmbr(-1/4)) = \underset{(0.0028)}{0.003877} + \underset{(0.434)}{4.602}\ DWbA6$$

n = 1951-73 s = 0.00821 R^2 = 0.843 DW = 1.65

Igen er konstanten lille og korrelationen mellem de estimerede koefficienter er også ret høj. En 010 dummy i 1972 kunne måske forsvares; estimeres med en sådan fås :

(14.a) /B_2.17/

$$D(pxbb - pxmbr(-1/4)) = \underset{(0.0026)}{0.003399} + \underset{(0.405)}{4.558}\ DWbA6 + \underset{(0.0078)}{0.0161}\ D1972$$

n = 1951 - 73 s = 0.00764 R^2 = .870 DW = 1.52

c. Resultater for Q-sektoren:

Korrelationsmatricer for

Råstoffer: 1951-73

Dpxqb:	Dpxqr	Dpmqr	Dpxqr(-1/4)	Dpmqr(-1/4)
	.779	.563	.791	.580

Dpxqb:	Dpxmqr	Dpxmqr(-1/4)
	.712	.722

D(pxqb - pxqr):	Dpmqr	Dpmqr(-1/4)
	.515	.525

D(pxqb - pxqr(-1/4)):	Dpmqr	Dpmqr(-1/4)
	.526	.539

Lønomkostninger:

Af de 3 lønomkostningsudtryk fås størst korrelation til de respektive venstresidevariable, jf. nedenfor, med:

Dpxqb:	DWqA2	DWqA4	DWqB3	DWqB4	DWqC2	DWqC3
	.927	.928	.911	.912	.892	.894

D(pxqb - pxqr):	DWqA1	DWqA2	DWqB3	DWqB4	DWqC2	DWqC3
	.915	.915	.895	.895	.896	.895

D(pxqb-pxqr(-1/4):

	DWqA1	DWqA2	DWqB3	DWqB4	DWqC2	DWqC3
	.916	.916	.896	.897	.894	.893

D(pxqb-pxmqr):	DWqA1	DWqA2	DWqB3	DWqB4	DWqC2	DWqC3
	.904	.903	.896	.897	.894	.893

D(pxqb - pxmqr(-1/4):

	DWqA1	DWqA2	DWqB3	DWqB4	DWqC2	DWqC3
	.905	.906	.876	.878	.891	.890

I det følgende skal på grund af en beklagelig fejl kun referes resultater af undersøgelser, hvori DWqC1-C6 er anvendt. Dette ændrer formentlig ikke substansen af resultaterne.
Eftersom estimation med konstantled inde i regressionsligningen fører til konsekvent insignifikante værdier, når DWqC benyttes, er der foretaget origoestimationer, med mindre andet er omtalt.

Ad (6.1): De pæneste resultater fås, hvis DWqC1 og DWqC2 anvendes:

Dpxqb, Dpxqr, Dpmqr

	DWqC1	DWqC2	DWqC3
s	.01090	.01099	.01124
NR:	/Q_4.107/	/Q_4.115/	/Q_4.123/

Dpxqb, Dpxqr(-1/4), Dpmqr(-1/4)

	DWqC1	DWqC2	DWqC3
s	.01124	.01135	.01158
NR:	/Q_4.108/	/Q_4.116/	/Q_4.124/

Koefficienten til Dpmqr henholdsvis Dpmqr(-1/4) bliver kun i ringe grad signifikante. Modsat hvad man skulle forvente ud fra korrelationsresultaterne foran fås mindst spredning, når de ulaggede værdier af råstofpriserne anvendes.:

(15) /Q_4.107/

$$\text{Dpxqb} = \underset{(1.052)}{2.539}\ \text{Dpxqr} + \underset{(0.815)}{0.2863}\ \text{Dpmqr} + \underset{(0.000164)}{0.001384}\ \text{DWqC1}$$

n = 1951-73 s = 0.0109 DW = 2.73

Med et lag i råstofpriserne stiger spredningen og Dpmqr bliver helt insignifikant.

Anvendes et samlet prisudtryk fås de pæneste resultater med C2 og C3:

Dpxqb, Dpxmqr:

	DWqC2	DWqC3
s	.01099	.01111
koef til Dpxmqr	1.184	1.144
NR:	/Q_4.117/	/Q_4.125/

Dpxqb, Dpxmqr(-1/4):

	DWqC2	DWqC3
s	.01143	.01150
Koef til Dpxmqr(-1/4)	1.335	1.292
NR:	/Q_4.118/	/Q_4.126/

Fremhæves relationen med DWqC2 fås følgende udseende:

(16) /Q_4.117/

$$Dpxqb = \underset{(0.366)}{1.184}Dpxmqr + \underset{(0.000135)}{0.001506}\ DWqC2$$

n = 1951-73 s = 0.01099 DW = 2.64

Det bemærkes, at de største residualer optræder i 1969-72, mens der i den forudliggende periode kun er mindre ubehageligheder omkring 65-67, hvor relationen vender dårligt.

At indføre et lag i råstofpriserne forbedrer ikke relationen, idet både råstofpriserne og lønomkonstingerne bliver mindre signifikante og spredningen forøges.

Ad (6.3):

Forsøges med hypotesen om fuld overvæltning af de indenlandske råstoffer alene fås igen pænest resultat med DWqC2.

D(pxqb - pxqr), Dpmqr:

	DWqC2	DWqC3
s	.01105	.01114
Koef til Dpmqr	1.09	1.08
NR:	/Q_4.119/	/Q_4.127/

Tilsvarende fås med lag i råstofpriserne:

D(pxqb - pxqr(-1/4)):

	DWqC2	DWqC3
s	.01155	.01158
Koef til Dpmqr(-1/4)	1.23	1.23
NR:	/Q_4.120/	/Q_4.128/

hvilket giver følgende udseende

(17) /Q_4.119/

D(pxqb-pxqr) = 1.085 Dpmqr + 0.001548 DWqC2
(0.596) (0.000110)

n = 1951-73 s = 0.01105 DW = 2.61

(18) /Q_4.120/

D(pxqb-pmqr(-1/4)) = 1.2253Dpmqr(-1/4) + 0.001549 DWqC2
(0.768) (0.000122)

n = 1951-73 s = 0.01155 DW = 2.55

Med alle råstofpriserne fratrukket på venstresiden fås igen pænest relation med DWqC2, hvad enten råstofferne indgår med eller uden lag:

D(pxqb - pxmqr),

	DWqC2	DWqC3
s	.01080	.01089
NR:	/Q_4.121/	/Q_4.129/

D(pxqb - pxmqr(-1/4))

	DWqC2	DWqC3
s	.01130	.01134
NR:	/Q_4.122/	/Q_4.130/

(19) /Q_4.121/

D(pxqb-pxmqr) = 0.001556 DWqC2
(0.0000905)

n = 1951-73 s = 0.1080 DW = 2.61

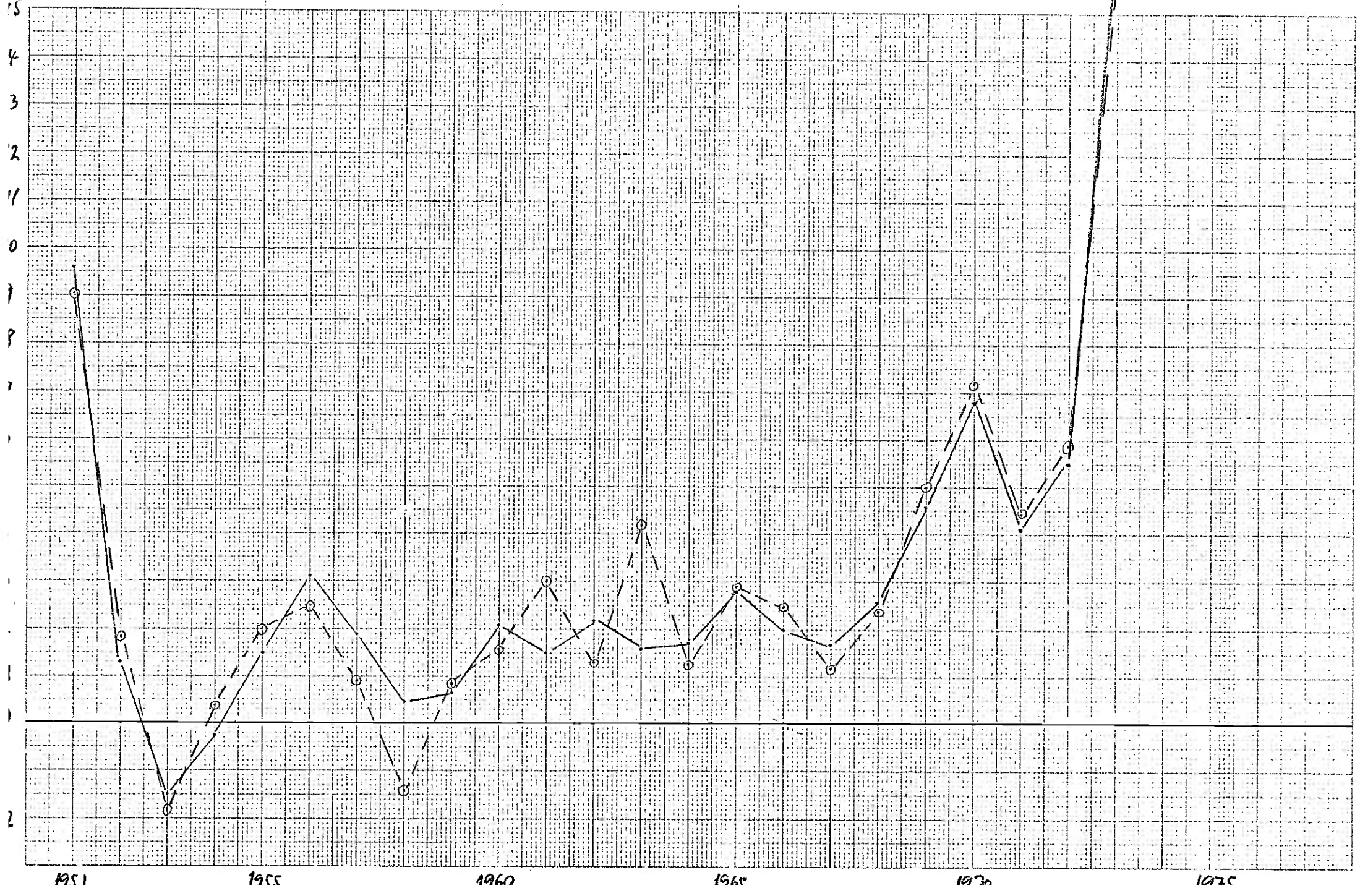
(20) /Q_4.122/

D(pxqb - pxmqr(-1/4)) = 0.001571 DWqC2
(0.0000947)

n = 1951-73 s = 0.01130 DW = 2.54

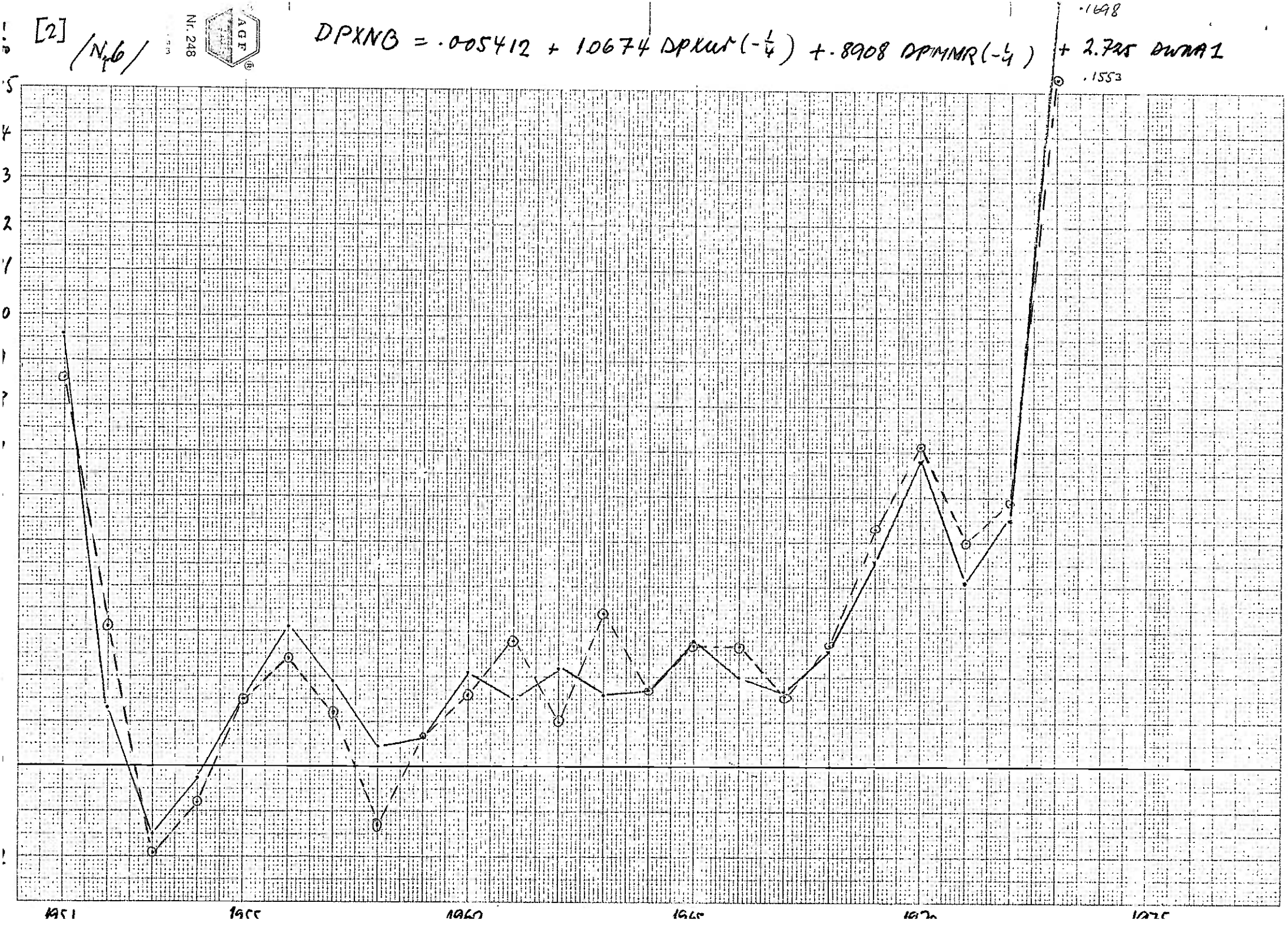
[1] /N. 53/

DPXNB = .006896 + .9954 DPXNR + .6967 DPMNR + .001695 DWNB1



[2] /N,6/

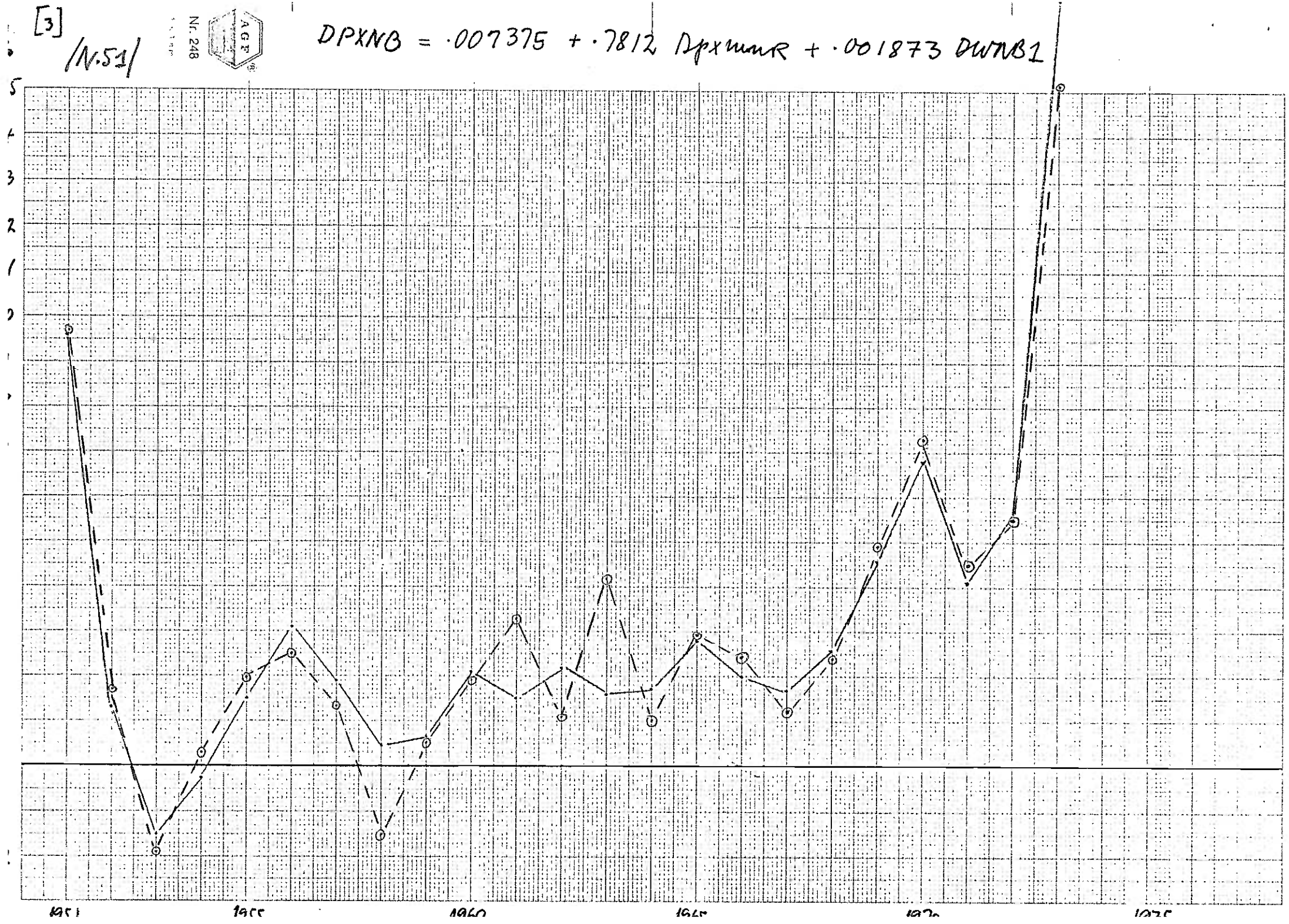
$$DPXNG = .005412 + 1.0674\, DPXMF(-\tfrac{1}{4}) + .8908\, DPMNR(-\tfrac{1}{4}) + 2.725\, DWAA1$$



[3]

/N.51/

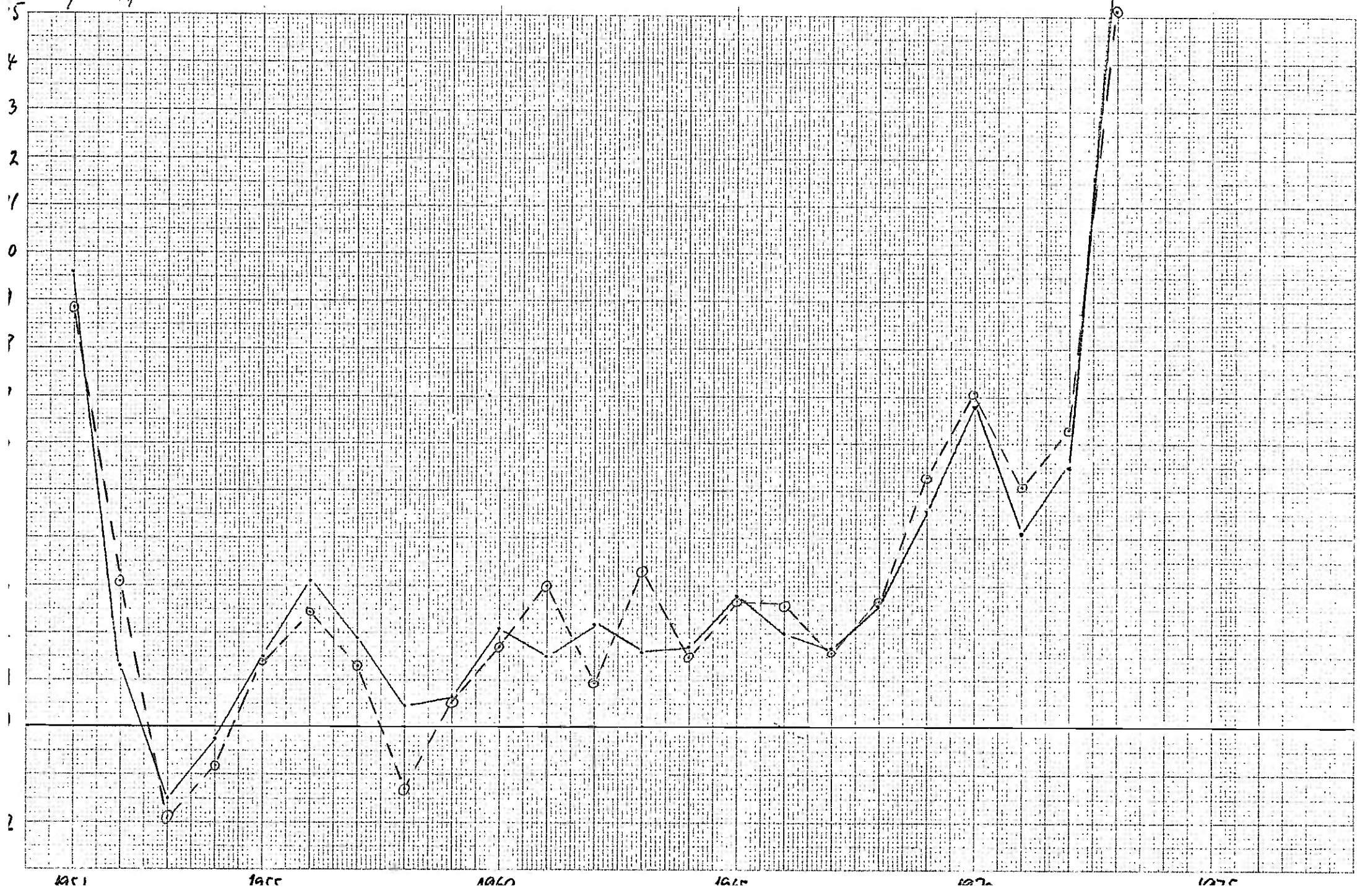
DPXNB = ·007375 + ·7812 DpxmnR + ·001873 DWNB1



[4]

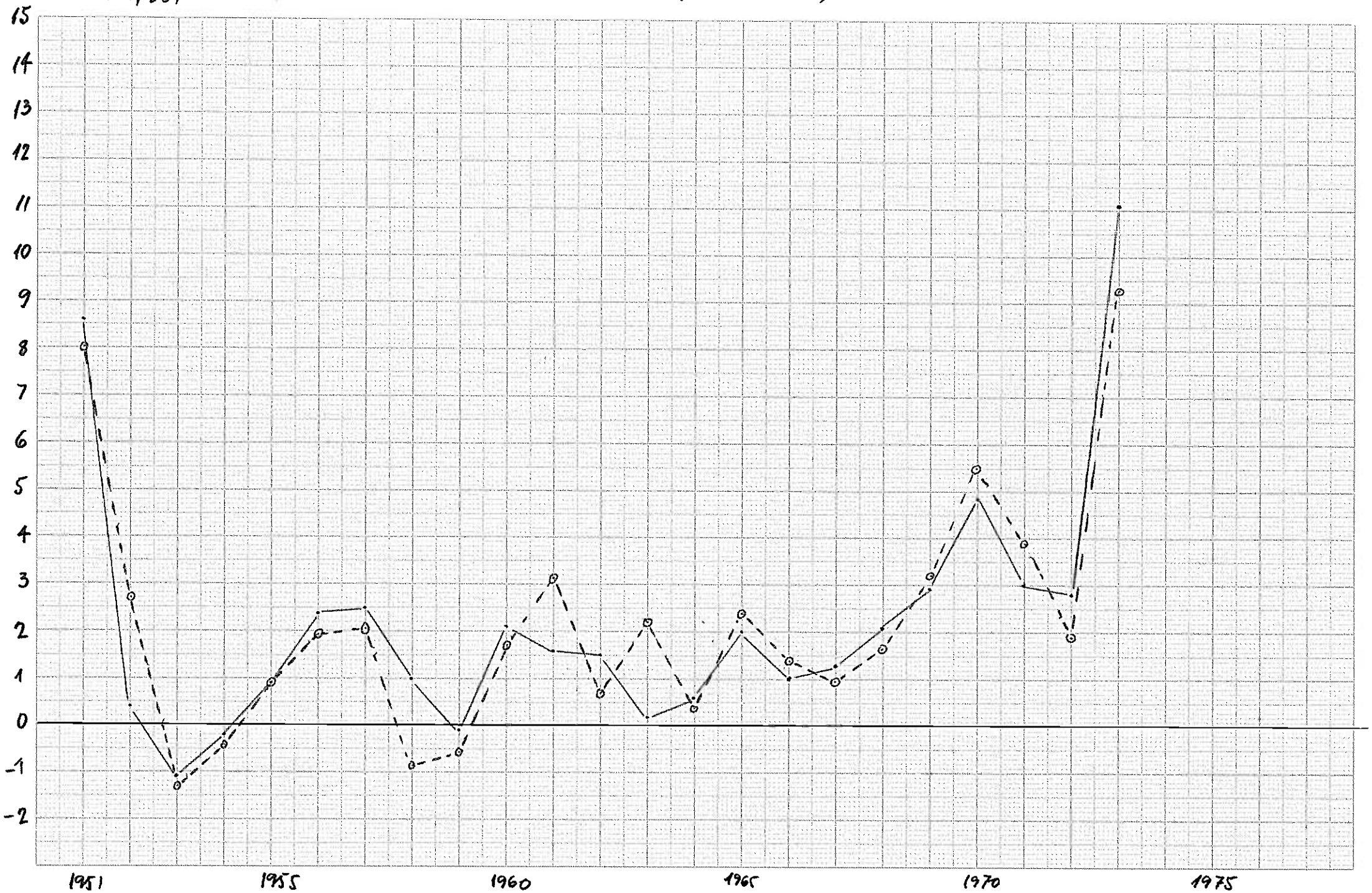
/N.41/

$$DPXNB = .005419 + .9307\ DPXMNR\left(-\tfrac{1}{4}\right) + 2.9493\ DWNAT$$

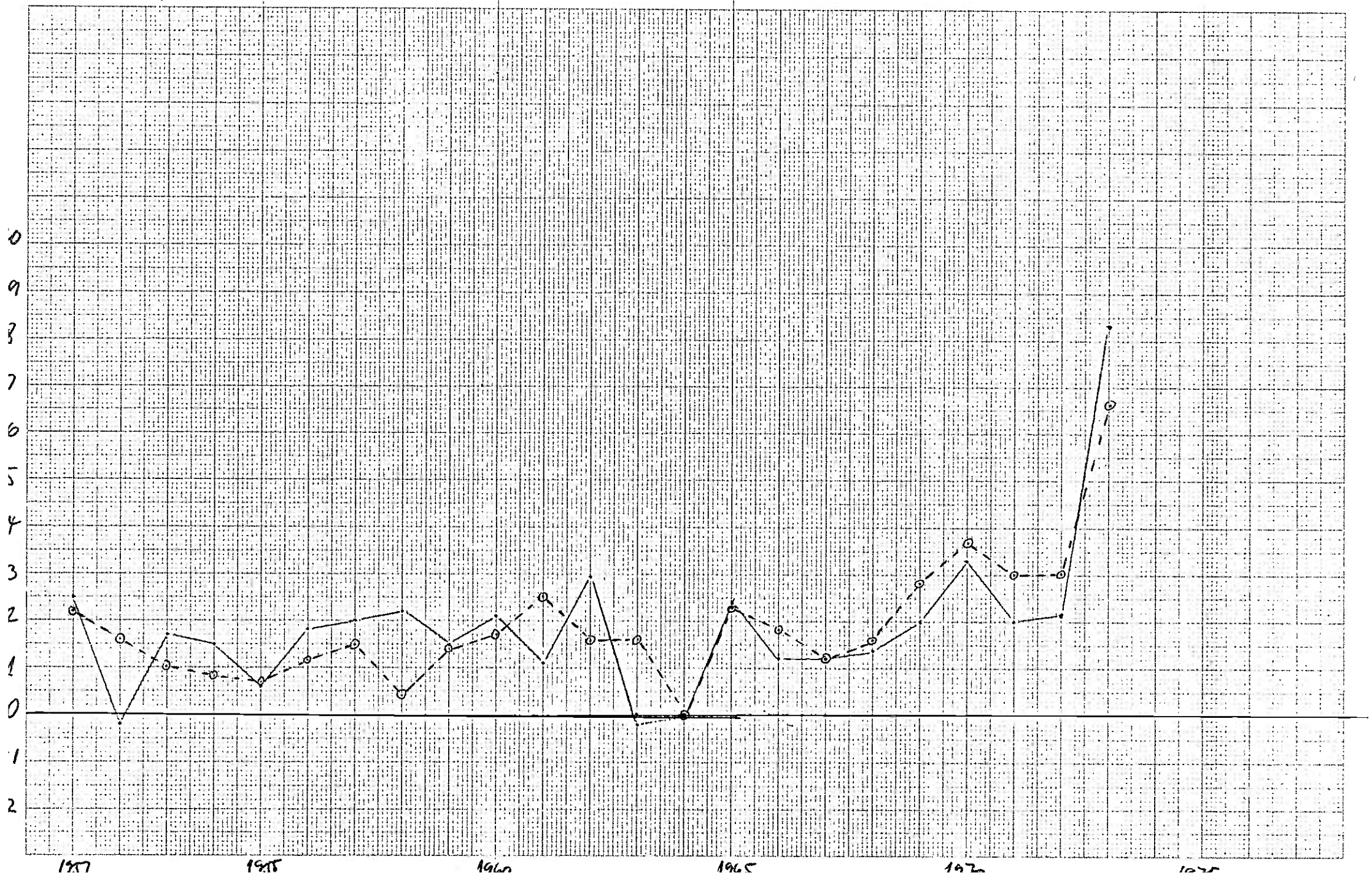


$\frac{1}{100}$ [5] /N,55/

$D(pxmb - pxmr(-\frac{1}{4})) = -.006447 + .8442\, Dpxmmr(-\frac{1}{4}) + .001782\, DWNB1$



[6] /N1.2/ D(pxmb - pxmmr(-1/4)) = .005865 + 2.685 DWNA1



[7]

/D1.37/

Nr. 248

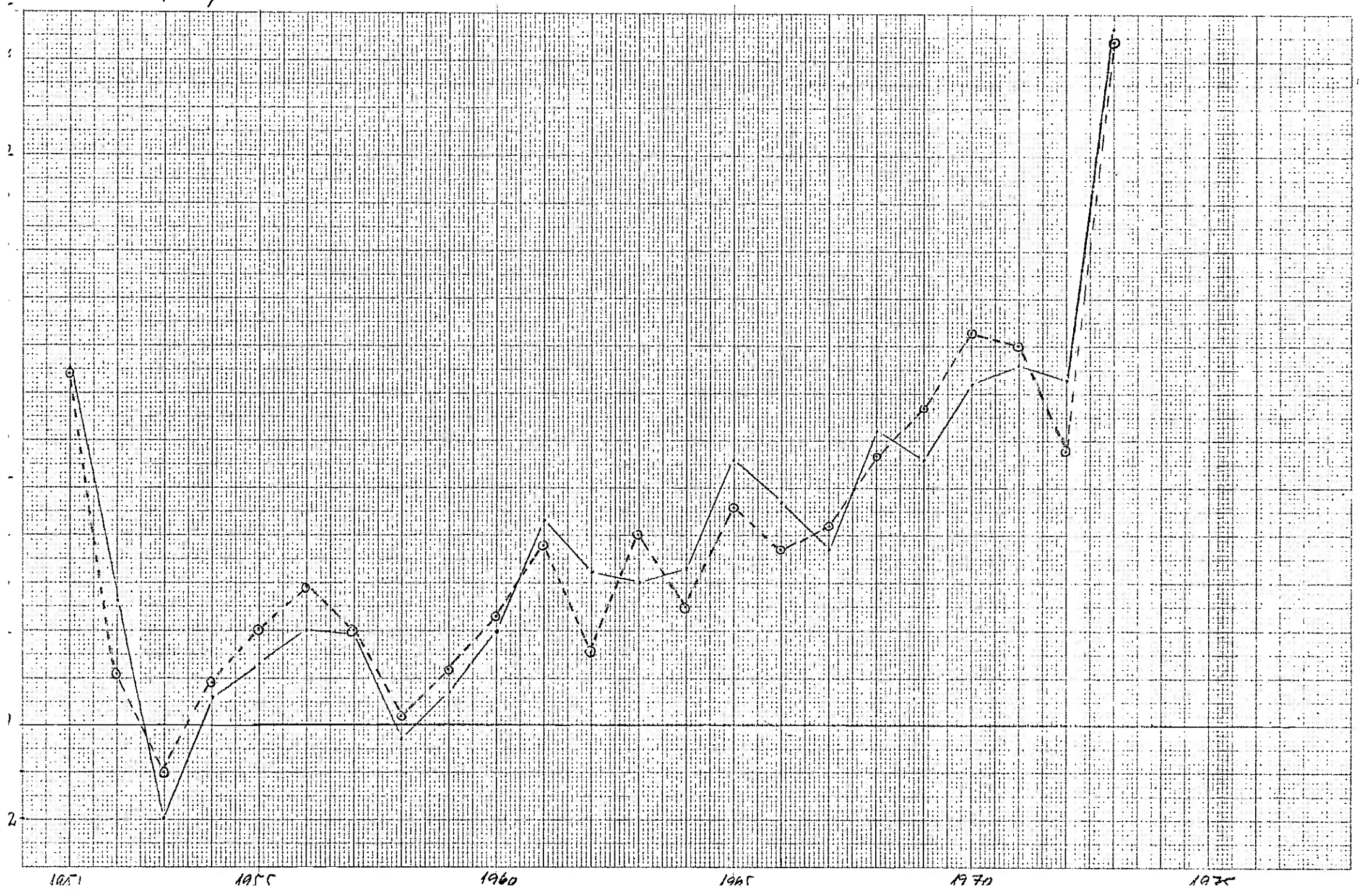
$$DPXBB = .002181 + 1.600\,Dpxbr + .4287\,Dpmbr + 3.596$$

$\frac{1}{100}$ [8] /B_1.38/

$$DPXBC = .001126 + 1.781\ Dpxbr(-\tfrac{1}{4}) + .6550\ Rpmbr(-\tfrac{1}{4}) + 3.458\ DWBAS$$

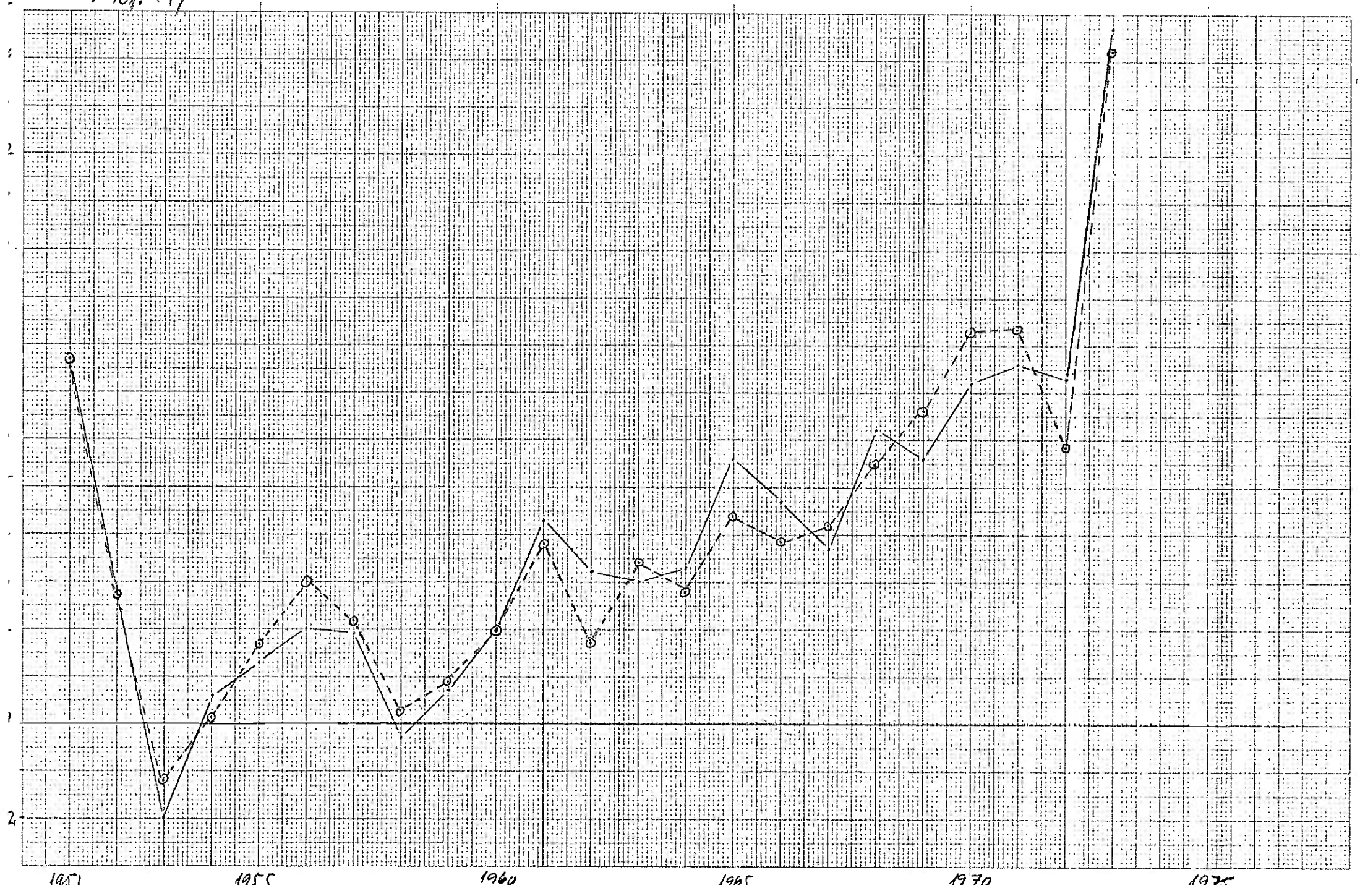
[9] /B1.43/

DPXBB = .004811 + .8172 Dpxmbr + 4.816 DWBAG



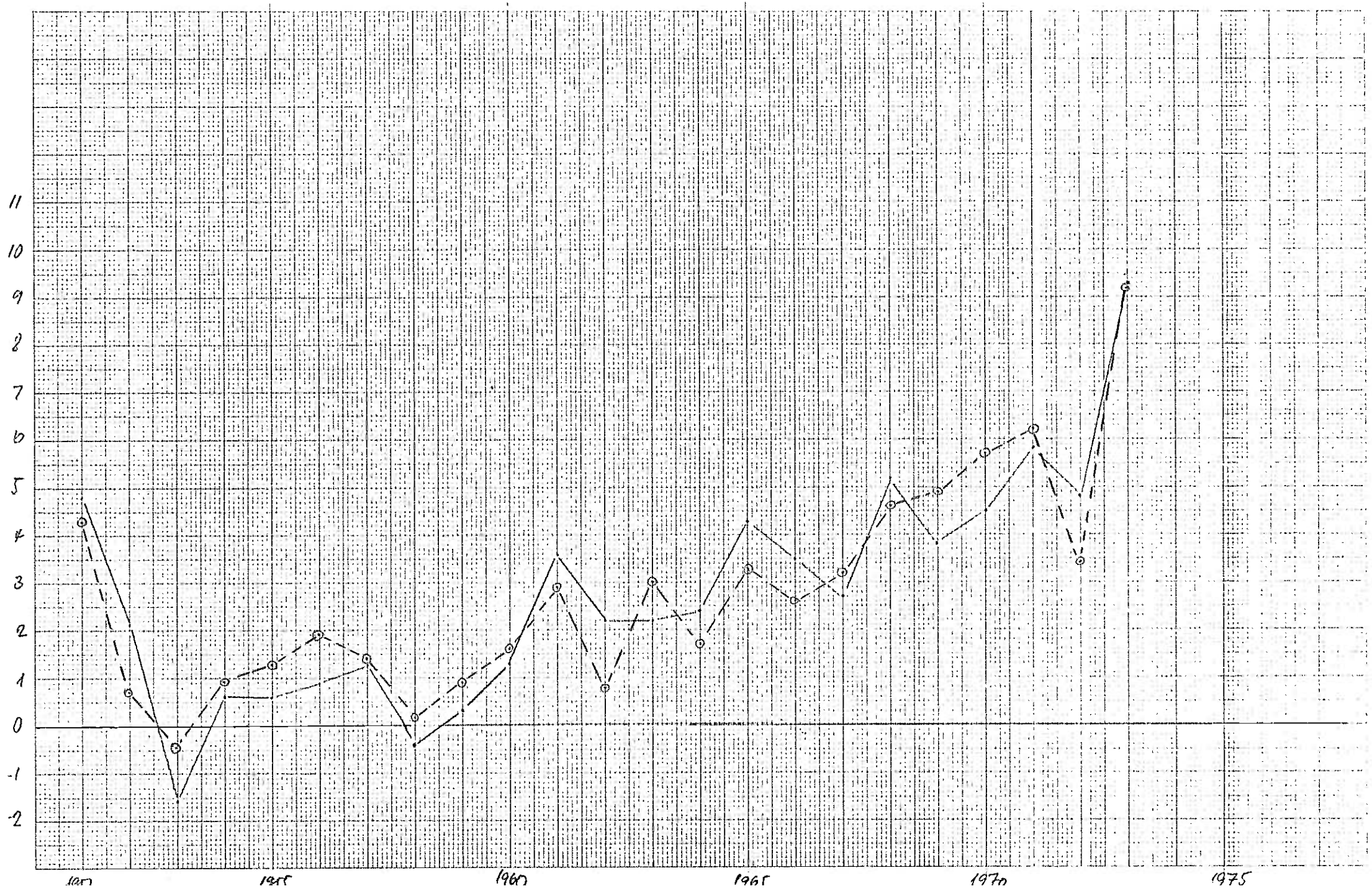
[10] /B1.44/

DPXBB = .003944 + 1.038 DPXMBR(-1/4) + 4.490 DWGAL



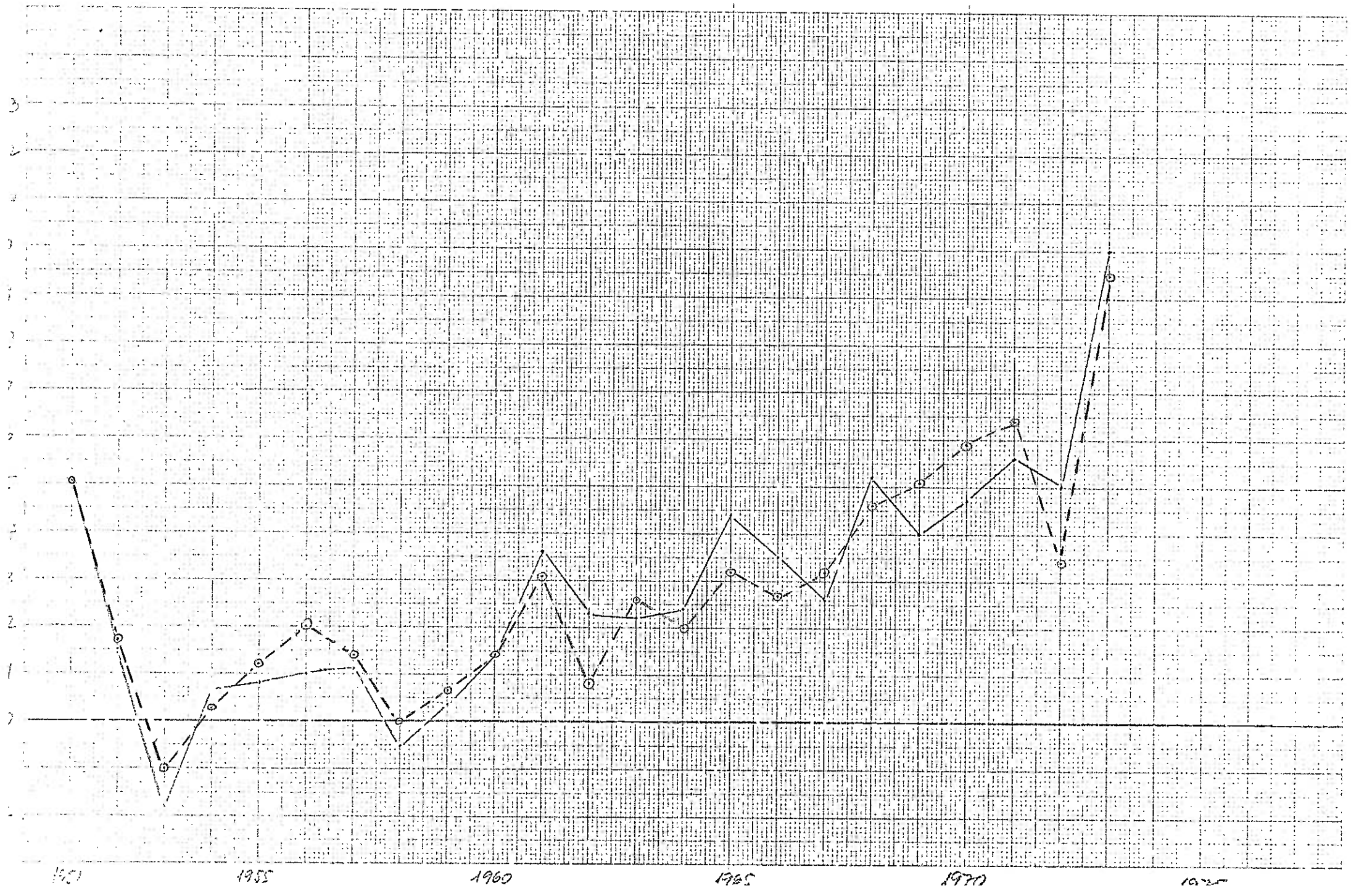
[II] /13.47/

D(px66 - px67)
= .004135 + .6558 DPMBR + 4.548 DWBA6



[12] /0.48/

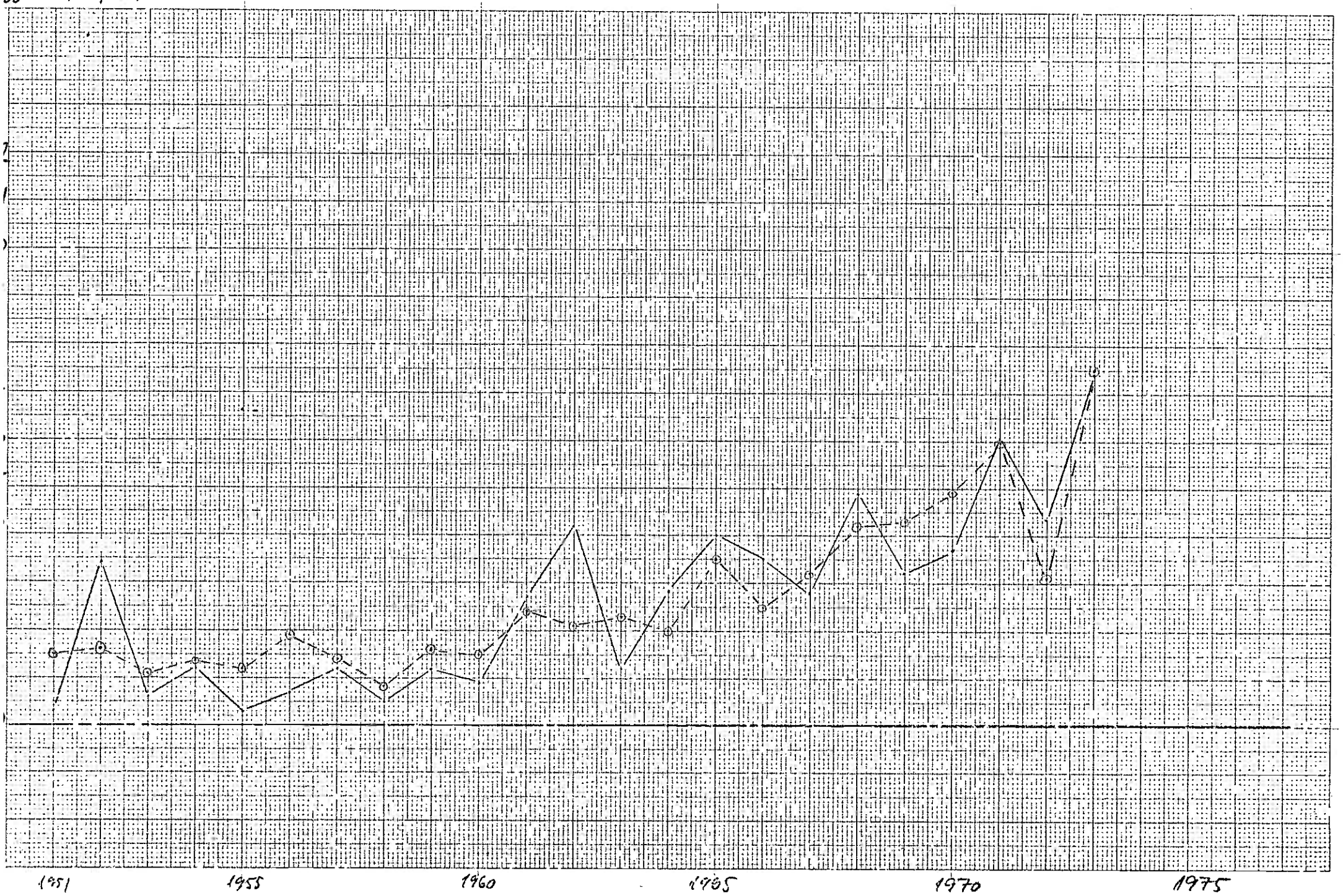
D(PXGB − PXBR(−1/4)) = .003831 + .9849 DPMBR(−1/4) + 4.615 DWDA6



(13)

1/00 /B1.41/

D(Px66 - Px mbr) = 0.005409 + 4,209 DWBA6

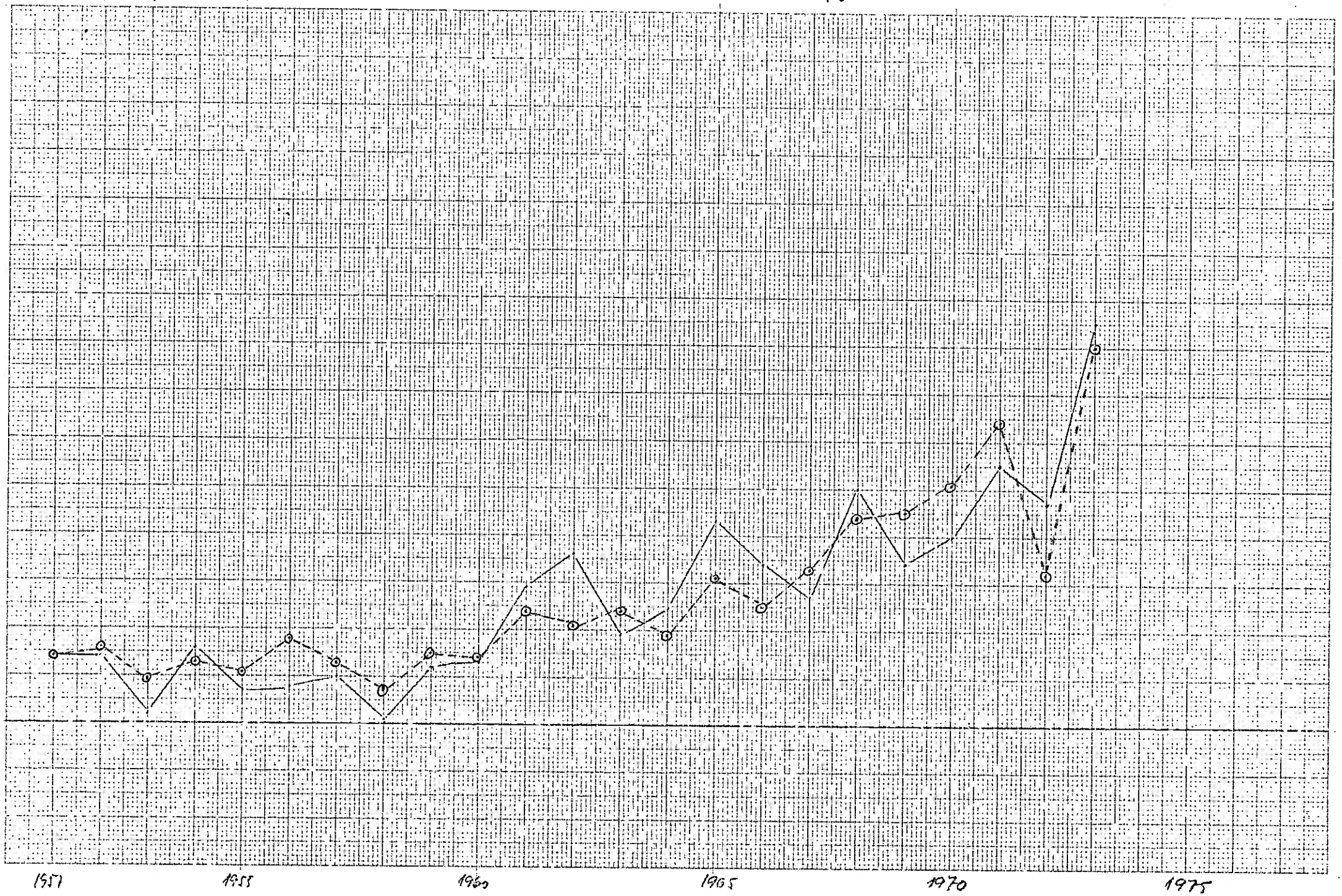


(14)

/B1.42/

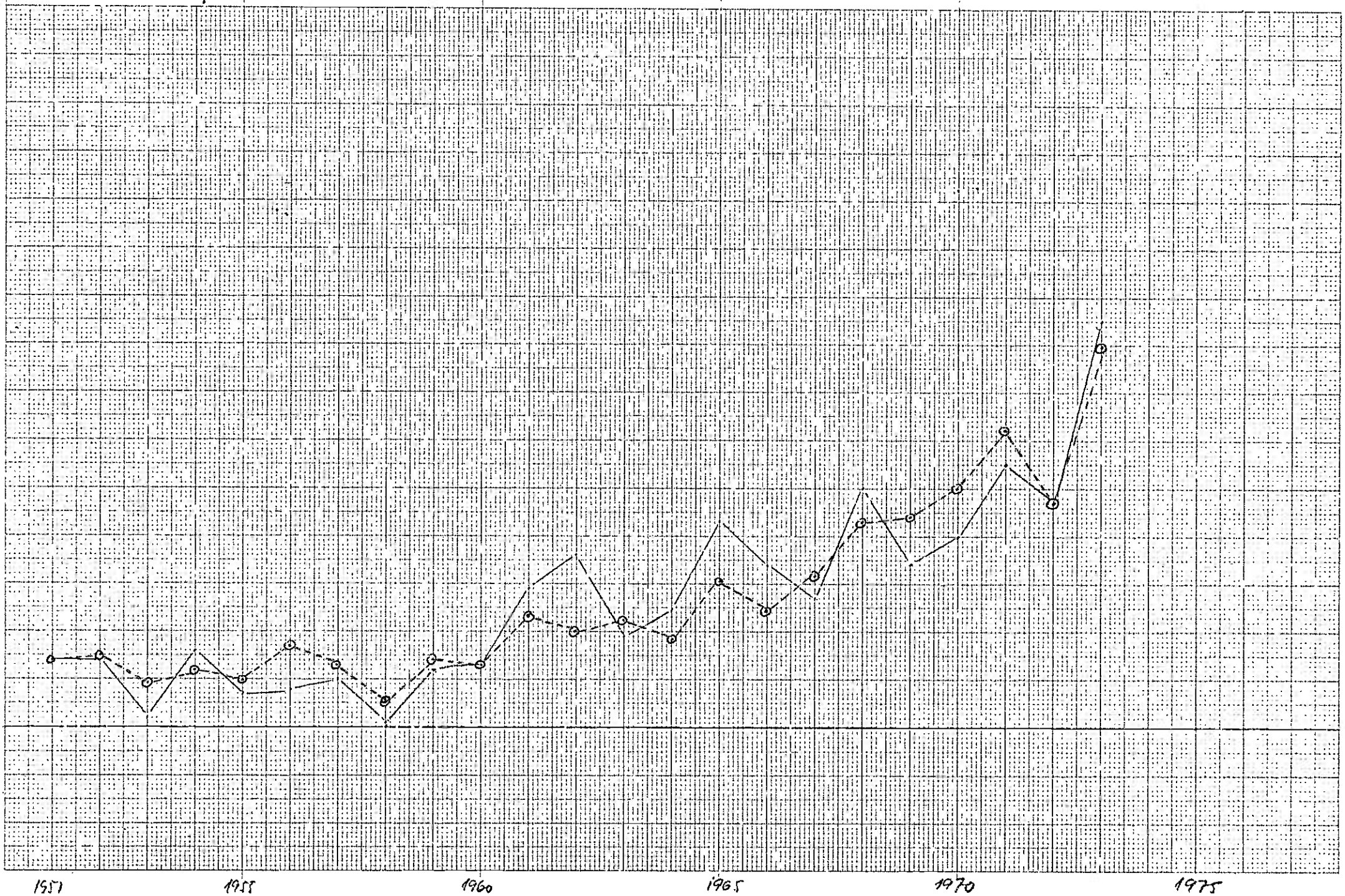
Nr. 248

$D(pxbb - pxmbr(-\frac{1}{4})) = .003877 + 4.602\ DWBA6$

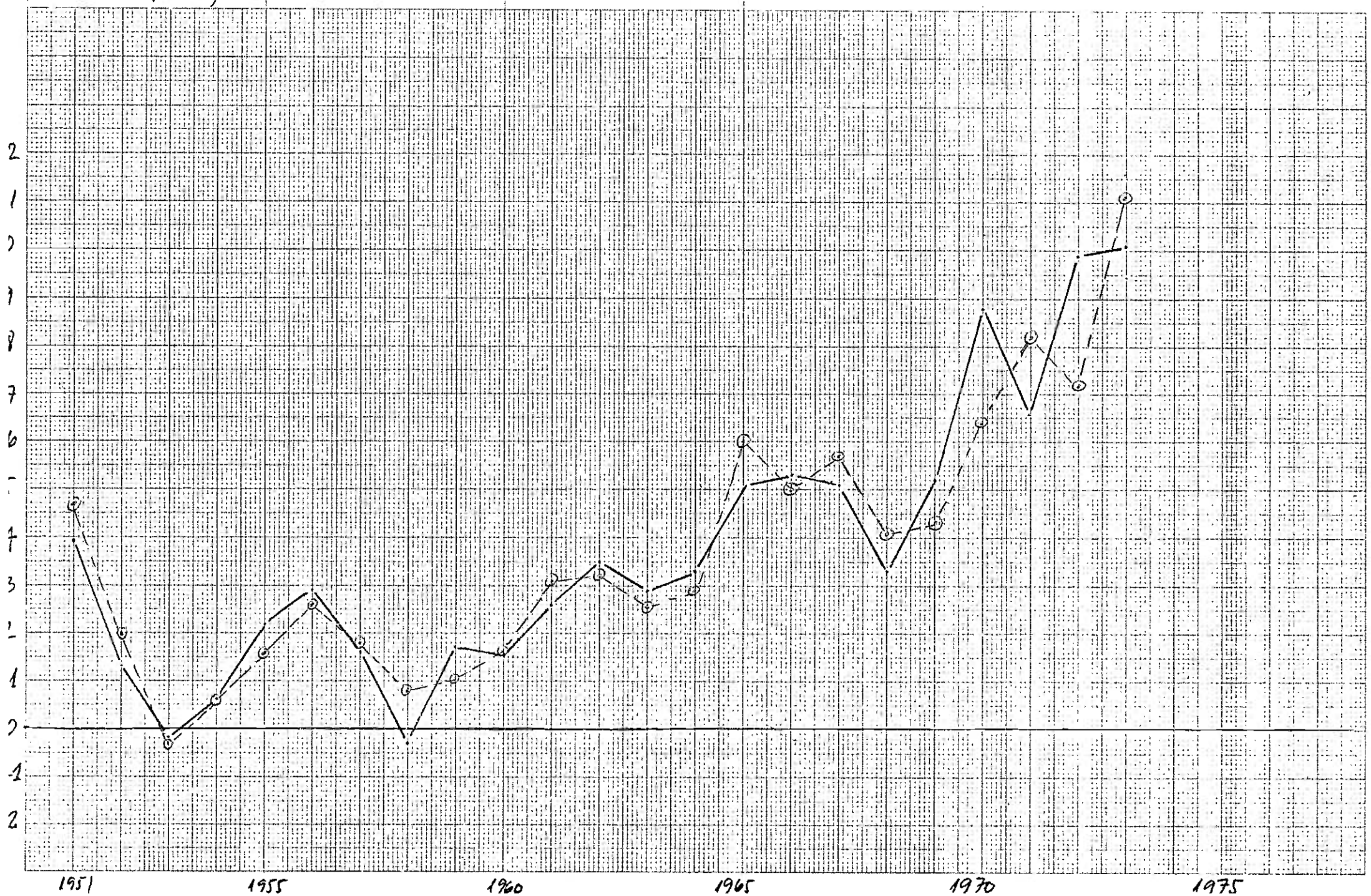


(14.a) /B2.17/

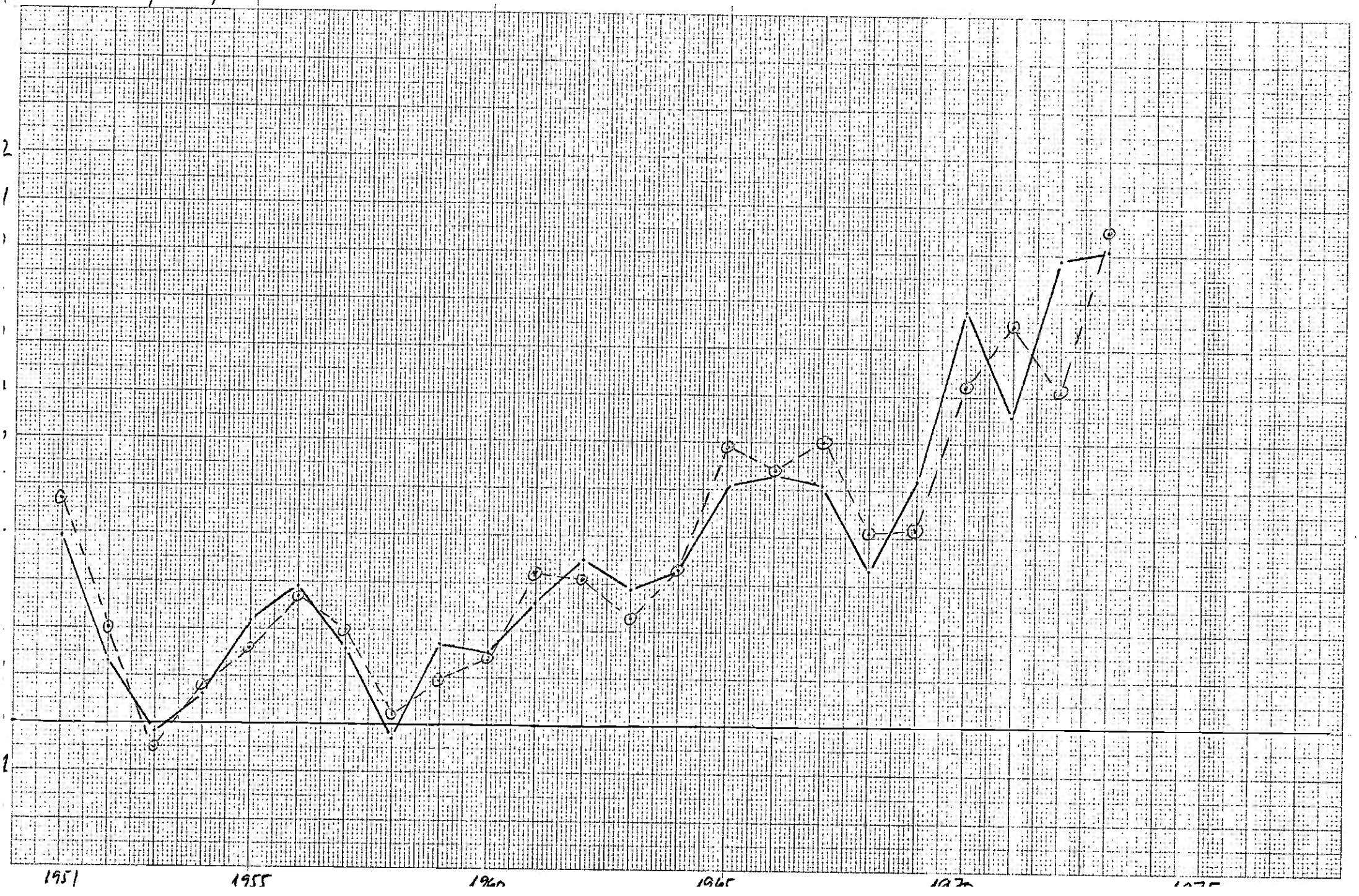
$$D(pxbb - pxmbr(-\tfrac{1}{4})) = .003399 + 4.558\ DWBAB + .0161\ D1972$$



(15) /Q4.107/ DPXQB = 2538 Dpxgr + .2863 Dpmgr + .001384 DWQC1

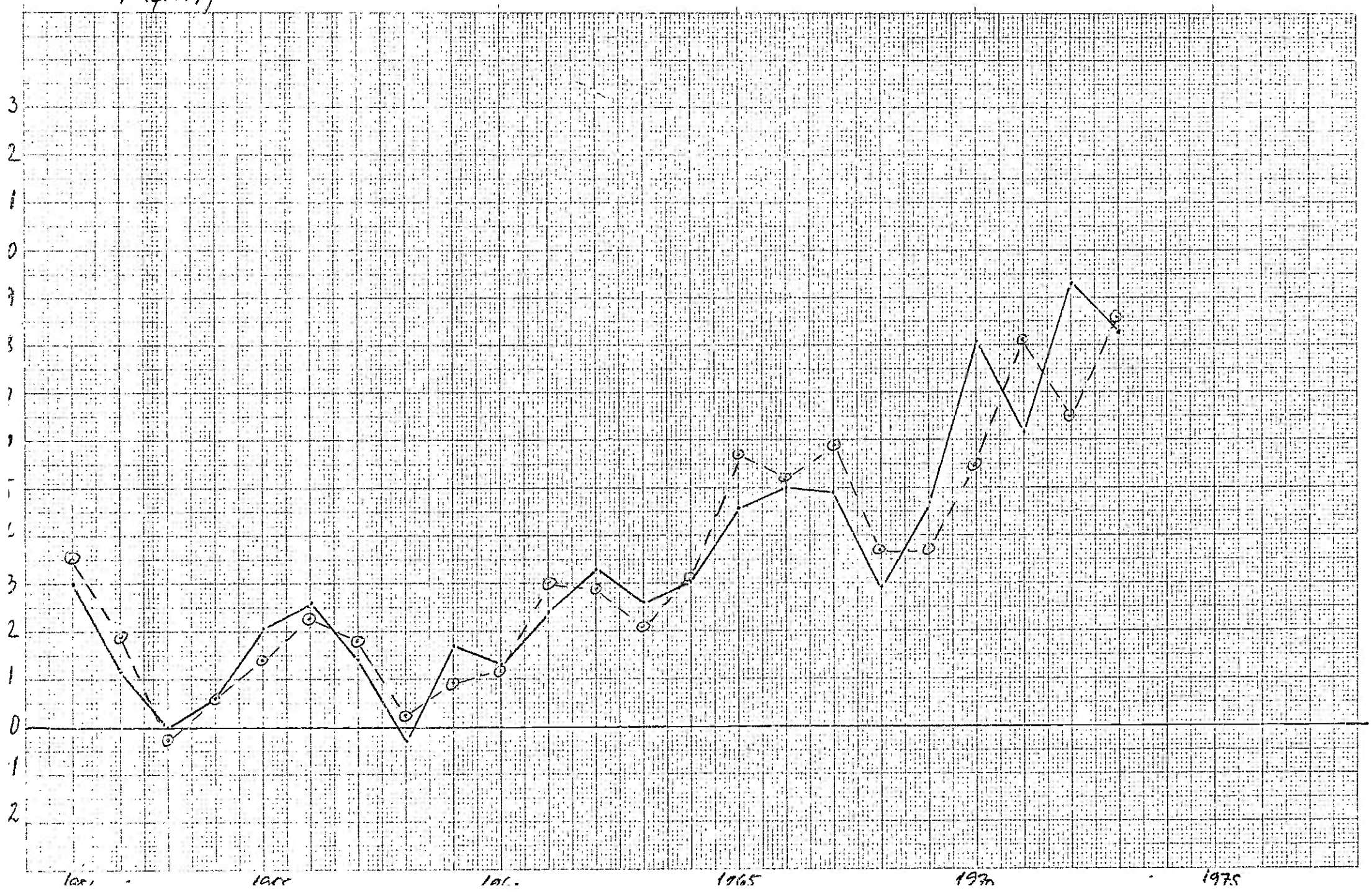


(1b) /Q4.117/ DPXQB = 1.184 DpxmqR + .001506 DWqC2



(17) /Q4.119/

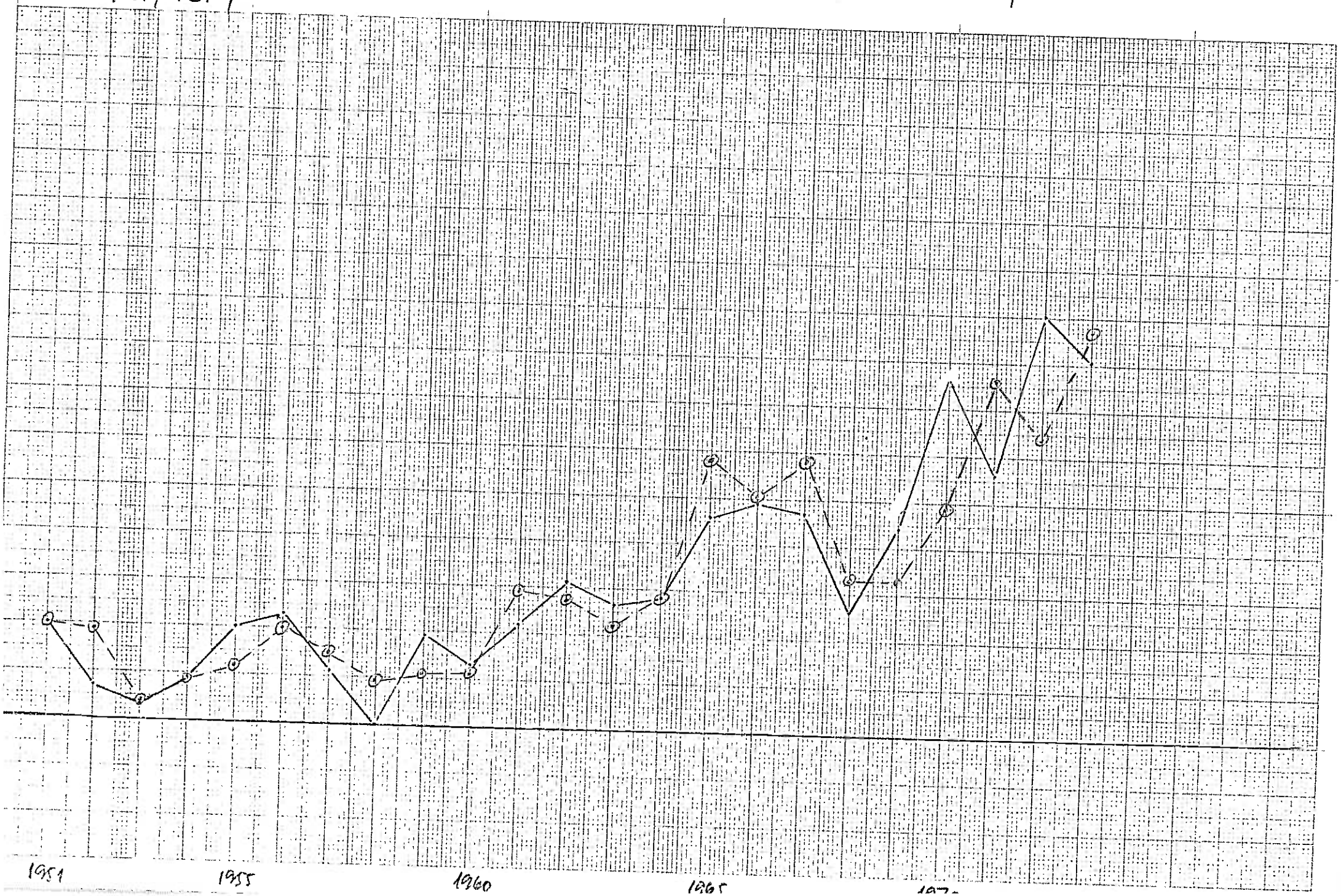
$D(p_{xqb} - p_{xqr}) = 1.085\, Dp_{mqr} + .001548\, Dw_q C2$



(19) /Q4.121/

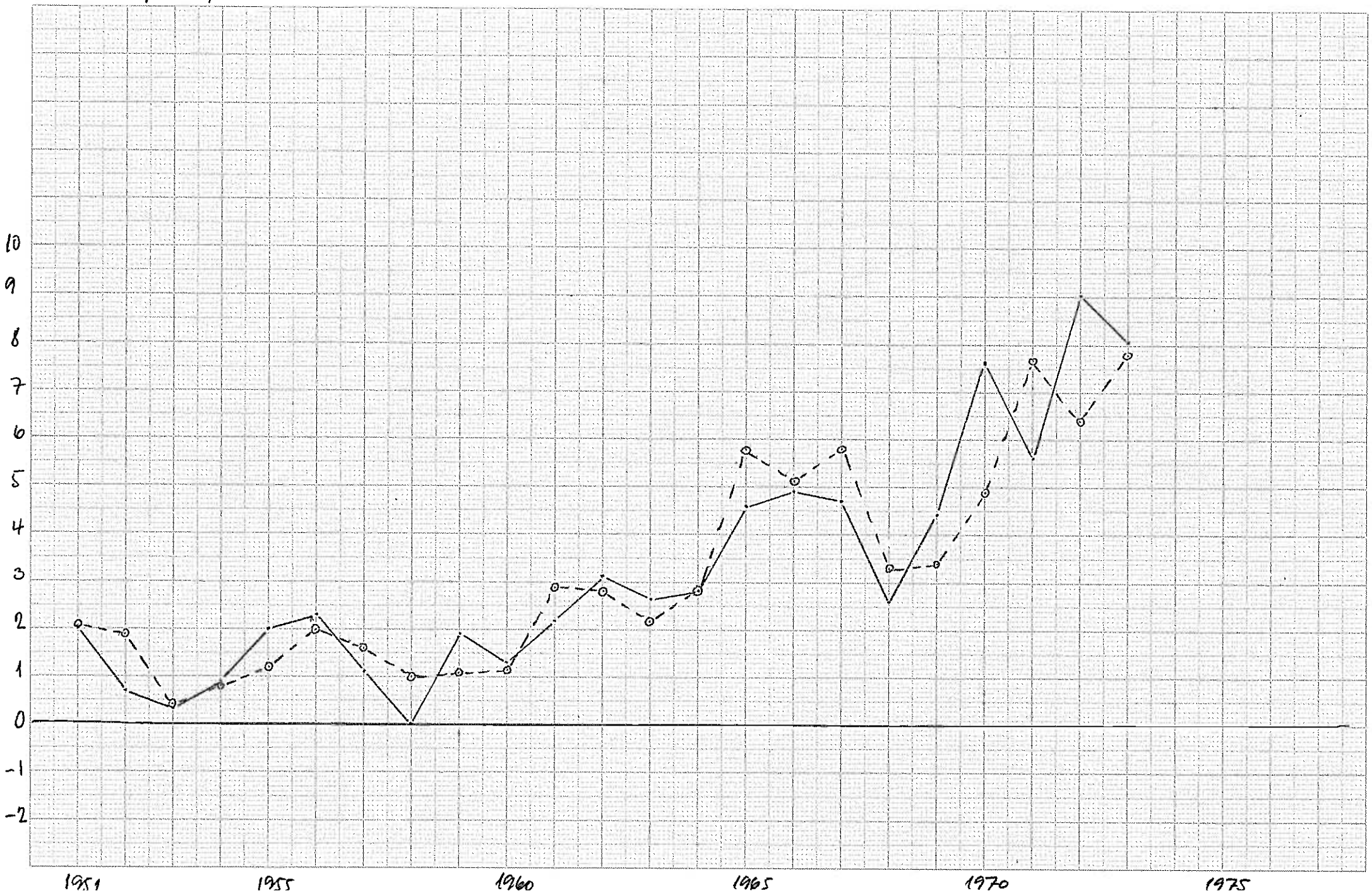
Nr. 2489 AGF

D(pxqb – pxmqr) = .0001556 DWQC2



(21) /Q4.122/

D(pxqb- pxmqr(-1/4)) = .001571 DWqC2



Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

5. august 1979
EV/EV

Prissammenbindingsrelationerne i ny ADAM. Forbrugskomponenter.

1 Indledning

Ved indgangen til arbejdet med opstilling af det sæt af relationer, der konverterer priserne på de indenlandske produktionssektorers produktion og priserne på diverse importkomponenter til priserne på de endelige leverancer i form af her det private konsum opdelt på kategorier har der - modsat tidligere, hvor forsøget skulle gøres, jf. rapport nr. 4, kap. 5 - været rådighed over en tidsserie på 8 input-outputtabeller i årets og faste (1970-)priser. Ved konstruktionen af den nuværende ADAM's prissammenbindingsrelationer blev benyttet input-output oplysninger fra 1966 tabellen i tillempet form. Fremkomsten af de 8 på hinanden følgende input-output tabeller skulle således være en åbenbar forbedring. Specielt skulle det nu være muligt at analysere stabiliteten af leverancerne fra de leverende sektorer.

Et forsøg på noget sådant, hvor importen ganske vist indgik aggregeret og ikke med de i det følgende anvendte SITC opdelte importkategorier, afslørede, jf. EV 01/05/79, "Forstudier til prissammenbindingsrelationer og 14/05/79 for de fleste forbrugskomponenters vedkommende en ganske pæn stabilitet i de andele, der leveres af de indenlandske produktionssektorer og import. Nogen markant tendens til forskydning i leverancerne mellem indenlandsk produktion og import synes der således ikke at være tale om, selvom der for enkelte komponenter, bl. a. Ci, Ce og Cb kunne spores at en stigende andel af den samlede tilgang eksklusive afgifter hidrørte fra import og en faldende andel fra indenlandsk produktion. Det var dog ikke mere udpræget, end at et forsøg på at bestemme basispriserne på de enkelte forbrugskomponenter ud fra I/O-oplysninger alene, måtte kunne foretages uden de største betænkeligheder.

Nedenfor skal mere detaljeret redegøres for den anvendte fremgangsmåde, de fremkomne resultater og de reaktioner, disse affødte.

2 Input-output baseret prissammenbinding.

Forslaget gik ud på at lade basispriserne blive bestemt i en ren input-output baseret relation. Input-output oplysningerne blev på baggrund af den udviste pæne stabilitet kun hentet i det pt. senest tilgængelige input-output år (1973) og det valgtes at tage udgangspunkt i fastpristabellen.

Den faktisk anvendte tabel er imidlertid ikke den "officielle" I/O tabel, jf. HJ, 22/05/79, men en af AMC på grundlag af disse modificeret. I denne er importen opdelt på komponenter og enkelte af omfang minimale leverancer er sat til nul, jf. AMC, 21/06/79. Inddragelse af udviklingsforløbet over tiden i mønsteret for tilgangen - evt. ved at indlægge en trend i visse af koefficienterne er således ikke gjort og noget sådant må afvente fremkomsten af flere input-output tabeller, for mere nøjagtigt at kunne fastlægge udviklingsforløbet i de vægte, hvormed priserne sammenvejes.

Oplægget var derfor meget simpelt, og nogen egentlig estimation af koefficienterne (vægtene) som ved de nuværende relationer var ikke tiltænkt. Kaldes basisprisen på komponent z for pczb skulle denne bestemmes af rækken af produktionssektorpriser pxν og importpriser pmθ, hvor ν = a,n,b,h,q,o og θ = 1,2,3,4,5,6,7,89, svarende til den anvendte sektoropdeling af produktionen og den benyttede SITC opdeling af importen (SITC gr. 1, 2,3,4,5,6,7 (ekskl. skibe og fly) og 8+9)

$$(1) \qquad \widehat{pczb} = \sum_{\nu} a_{cz,\nu}\, px\nu + \sum_{\theta} a_{cz,\theta}\, pm\theta \quad , \qquad z = f,n,i,e,g,b,v,r,h,k,s$$

idet ^ angiver, at der er tale om en beregnet størrelse modsat de observerede basispriser. Basispriserne fremkommer således som en vejet sum af de respektive sektorpriser og importpriser. Vægtene $a_{cz,\nu}$ og $a_{cz,\theta}$ er beregnet som de andele leverancerne til forbrugskomponent cz udgør af det samlede konsum eksklusive afgifter. Da det prisindeks, der fremkommer ved denne konstruktion har værdien 1,000 i 1970 og da basispriserne er konstrueret som et markedsprisindeks eksklusive afgifter - hvilke derfor ikke nødvendigvis har indeksværdien 1.000 i 1970, er der foretaget en proportional opgangning af koefficienterne, således, at den beregnede basispris i 1970 er sammenfaldende med den observerede basispris i 1970. De anvendte vægte er vist nedenfor i tabel 1.

3 Beregningsresultater

Forsøgene på at forklare basispriserne på den ovenfor kommenterede vis faldt imidlertid ikke så pænt ud, som man på forhånd kunne have håbet - og måske tilmed forventet. Resultaterne er vist dels i omstående tabel 2 og i figurerne 1 - 6. Tabel 2 indeholder tidsserier for årene 1960-73 af dels de observerede basispriser dels de på grundlag af (1) beregnede basispriser og de korrigerede serier. Denne korrektion fremkommer som an-

Tabel 1: Sammenbindingsvægte. Komponenter af det private konsum.

	pxa	pxn	pxb	pxh	pxq	pxo	pm0	pm1	pm2	pm3	pm4	pm5	pm6	pm7	pm89	pms	SUM
pcfb	.0518	.4707			.2625		.0968										.8818
pcnb		.1752			.1447			.0404									.3603
pcib	.0211	.3320			.3281							.0215	.0446		.1377		.8850
pceb		.5752			.1713					.1448							.8913
pcgb		.0544			.2012					.0891							.3447
pcbb		.0353			.1798									.3130			.5281
pcvb		.2703			.3506									.1826	.0772		.8807
pcrb		.0426			.7959								.0244	.0359			.8988
pchb				1.0000													1.0000
pckb					.9707												.9707
pcsb					.8087	.1034										.0043	.9164

Kilde: AMC. "Modificeret i-o tabel 1973 i 1970-priser " , dateret 21/06/79 og Fuskbank.

Tabel 2: Observerede og beregnede basispriser samt residualer for perioden 1960-1973 for komponenter af det private konsum.

PCFB	PCFBH	PCFBH1	RESPCFB1
.552577	.674965	.595103	-.042525
.559762	.695137	.612888	-.053126
.596630	.722621	.637120	-.040490
.633133	.744524	.656485	-.023351
.654766	.768512	.677582	-.022816
.692580	.798377	.703877	-.011297
.735717	.827095	.729233	.006484
.739608	.844933	.744960	-.005352
.748688	.872027	.768848	-.020161
.804714	.922703	.815528	-.010814
.881753	1.000000	.881753	.000001
.905941	1.040181	.917107	-.011166
1.004103	1.110468	.979077	.025026
1.163860	1.291435	1.138632	.025228

PCNB	PCNBH	PCNBH1	RESPCNB1
.255223	.662412	.238672	.016551
.273755	.692985	.249688	.024067
.284208	.712430	.256694	.027514
.290798	.743392	.267850	.022948
.309139	.743522	.267897	.041242
.294178	.794355	.286212	.007966
.326776	.821667	.296053	.030722
.350309	.845167	.304521	.045739
.349506	.878654	.316586	.032920
.349152	.930854	.335394	.013758
.360308	1.000000	.360308	.000000
.375811	1.054110	.378471	-.002660
.385747	1.127852	.406374	-.020627
.426446	1.245493	.448761	-.022315

PCIB	PCIBH	PCIBH1	RESPCIB1
.612563	.714675	.632488	-.019924
.629288	.745630	.659884	-.030595
.667222	.746578	.660722	.006501
.684050	.752631	.666080	.017970
.708542	.781641	.691753	.016789
.724645	.801764	.709562	.015083
.762625	.833041	.737242	.025383
.777842	.856750	.758225	.019618
.802336	.854826	.783072	.019264
.834143	.931825	.824666	.009477
.885001	1.000000	.885001	.000000
.935949	1.041915	.922095	.013854
.996626	1.113760	.985679	.010947
1.078112	1.244638	1.101506	-.023393

PCEB	PCEBH	PCEBH1	RESPCEB1
.668204	.687613	.612914	.055290
.677430	.714106	.636528	.040902
.689035	.796007	.709532	-.020497
.714075	.749920	.663995	.050080
.707534	.825278	.735623	-.028089
.735057	.813722	.729779	.005278
.683659	.838501	.747410	-.063751
.765643	.867666	.773353	-.007710
.846141	.902058	.804062	.042079
.827843	.928799	.827898	-.000055
.891364	1.000000	.891364	.000000
1.018961	1.077074	.960065	.058895
.997372	1.116362	.995085	.002287
1.261048	1.307228	1.165216	.095832

Tabel 2 fortsat

PCGB	PCGBH	PCGBH1	RESPCGB1
.327842	.608842	.209636	.118206
.336032	.645296	.222188	.113845
.291607	.766634	.263967	.027641
.322691	.678980	.233786	.088905
.297094	.801474	.275963	.021131
.341065	.782044	.269273	.071793
.361222	.811478	.279407	.081815
.384875	.858304	.295530	.089345
.406977	.902335	.310691	.096286
.339567	.919826	.316714	.022853
.344788	1.001352	.344788	-.000000
.408543	1.108861	.381802	.026741
.416478	1.151475	.396475	.020003
.507259	1.328923	.457574	.049685

PCBB	PCBBH	PCBBH1	RESPCBB1
.510578	.694715	.366915	.143663
.490975	.624589	.329878	.161097
.495472	.677900	.358034	.137438
.487396	.753223	.397816	.089579
.459323	.704949	.372232	.087003
.503136	.759087	.400913	.102222
.483502	.796148	.426487	.063015
.490540	.831498	.439157	.051383
.501429	.867809	.458335	.043094
.498609	.916148	.483866	.014744
.528152	1.000000	.528152	.000000
.587748	1.074637	.567572	.020176
.717650	1.166794	.616244	.101406
.659989	1.262969	.667040	-.007051

PCVB	PCVBH	PCVBH1	RESPCVB1
.630157	.684893	.603301	.026856
.652627	.680850	.599017	.053609
.657620	.712293	.627437	.030182
.693546	.738732	.650731	.042814
.705005	.741581	.653235	.051770
.724245	.779538	.686671	.037574
.746967	.815156	.718046	.028921
.777408	.845970	.745189	.032219
.787767	.877333	.772816	.014891
.806601	.924385	.814262	-.007661
.888752	.999867	.889752	.000000
.915042	1.057955	.931920	-.016878
.969648	1.138627	1.002981	-.033334
1.007753	1.257431	1.107650	-.099900

PCRB	PCRBH	PCRBH1	RESPCRB1
.476022	.571214	.513189	-.037167
.511474	.591678	.531575	-.020100
.543921	.623611	.560264	-.019343
.568997	.659096	.592144	-.023148
.604415	.685924	.616229	-.011814
.640209	.733722	.659190	-.018981
.714908	.783363	.703788	.011120
.752404	.829547	.745280	.007123
.784791	.861447	.773440	.010156
.835319	.913266	.820495	.014824
.898213	1.000439	.898213	.000000
.964031	1.064747	.956589	.007442
1.066590	1.159699	1.041895	.024695
1.147369	1.264132	1.135719	.011649

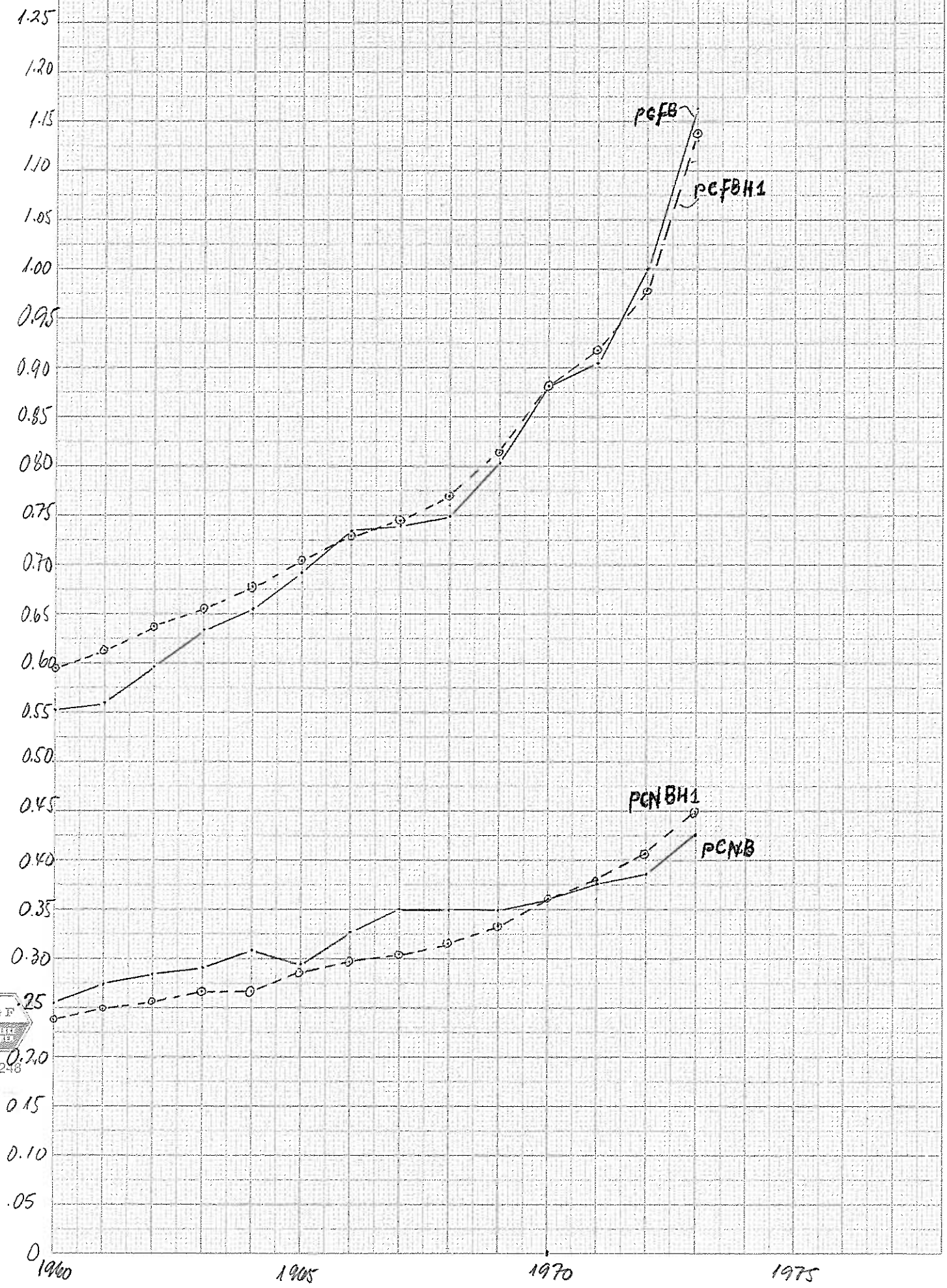
Tabel 2 fortsat

PCKB	PCKBH	PCKBH1	RESPCKB1
.601367	.543081	.527186	.074181
.601823	.569052	.552397	.049425
.654729	.607146	.589376	.061353
.690346	.637744	.619478	.071268
.722394	.672035	.652366	.070028
.766429	.723454	.702280	.064149
.804109	.777075	.754332	.049777
.856253	.827134	.802925	.053328
.894758	.859434	.834280	.060479
.926527	.911367	.884693	.041834
.970732	1.000000	.970732	.000000
1.012107	1.067915	1.036660	-.024560
1.095368	1.167517	1.133346	-.037979
1.202572	1.268849	1.231712	-.029140

PCSB	PCSBH	PCSBH1	RESPCSB1
.463885	.526116	.482187	-.018303
.495739	.557797	.511223	-.015484
.532793	.595747	.546005	-.013212
.567059	.625093	.572836	-.005777
.594271	.659786	.604696	-.010425
.639289	.715224	.655506	-.016216
.691639	.769725	.705456	-.013817
.751812	.818392	.750059	.001753
.800994	.856865	.785339	.015655
.844404	.910877	.834785	.009618
.916394	.999880	.916394	.000000
.994592	1.077371	.987415	.007177
1.084167	1.179196	1.080738	.003430
1.207824	1.285075	1.177777	.030048

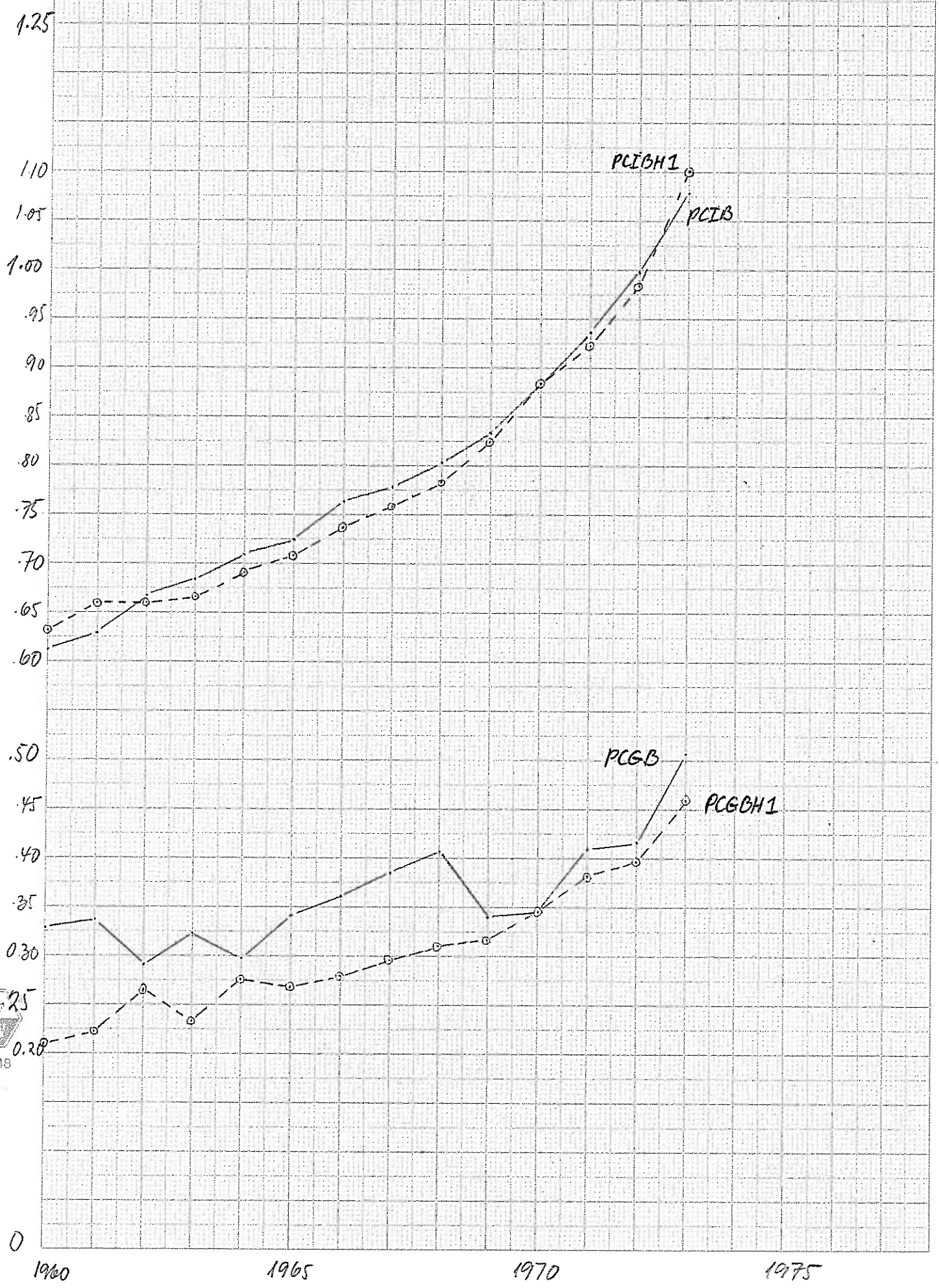
PCHB	PCHBH	PCHBH1	RESPCHB1
.514772	.514772	.514772	.000000
.544635	.544635	.544635	.000000
.574578	.574578	.574578	.000000
.604681	.604681	.604681	.000000
.632112	.632112	.632112	.000000
.677764	.677764	.677764	.000000
.731719	.731719	.731719	.000000
.792224	.792224	.792224	.000000
.859892	.859892	.859892	.000000
.928195	.928195	.928195	.000000
1.000000	1.000000	1.000000	.000000
1.084944	1.084944	1.084944	.000000
1.169193	1.169193	1.169193	.000000
1.268007	1.268007	1.268007	.000000

FIGUR 1 : OBSERVEREDE OG BEREGNEDE BASISPRISER.



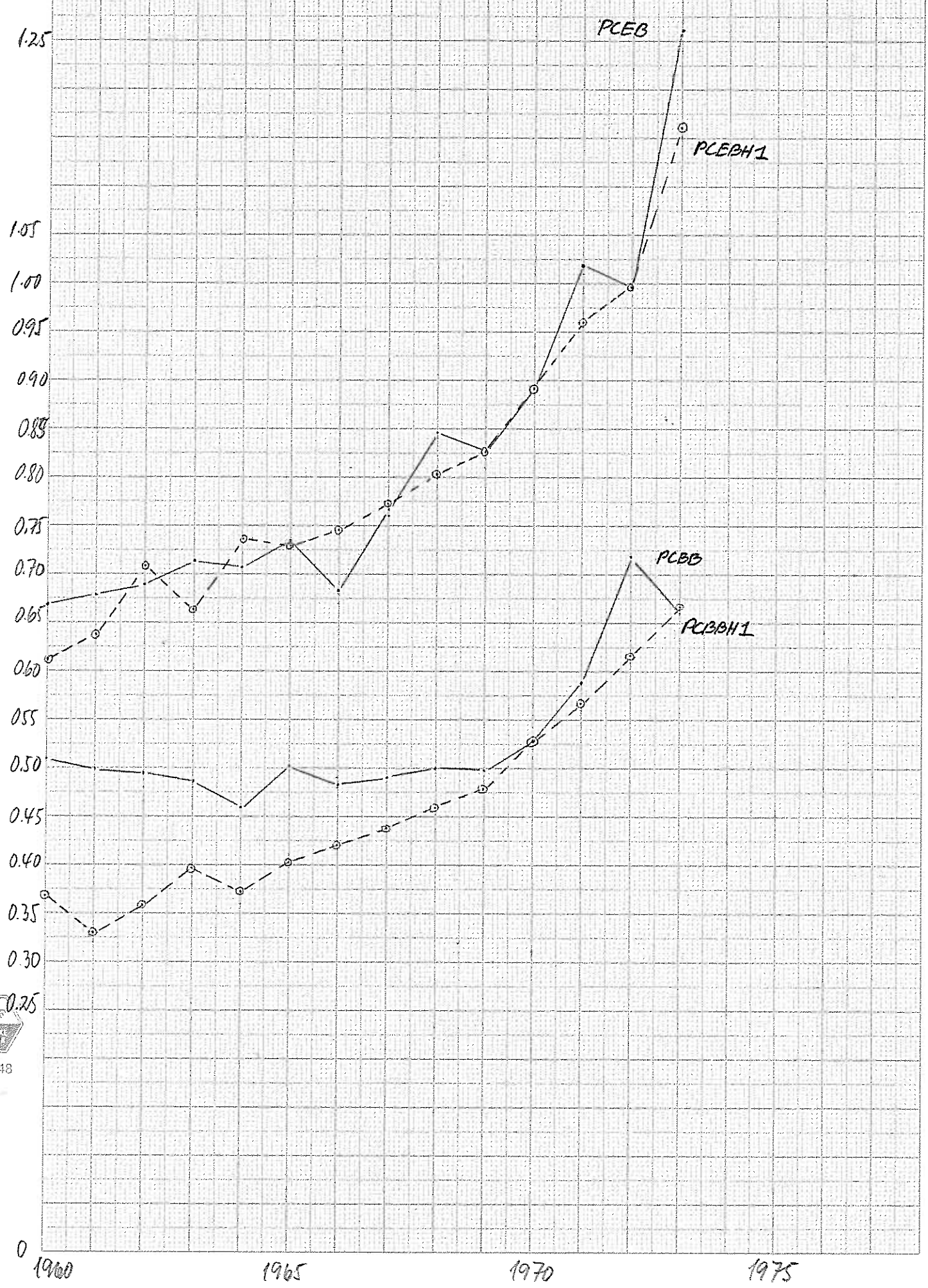
AGF Nr 248

FIGUR 2 : OBSERVEREDE OG BEREGNEDE BASISPRISER.



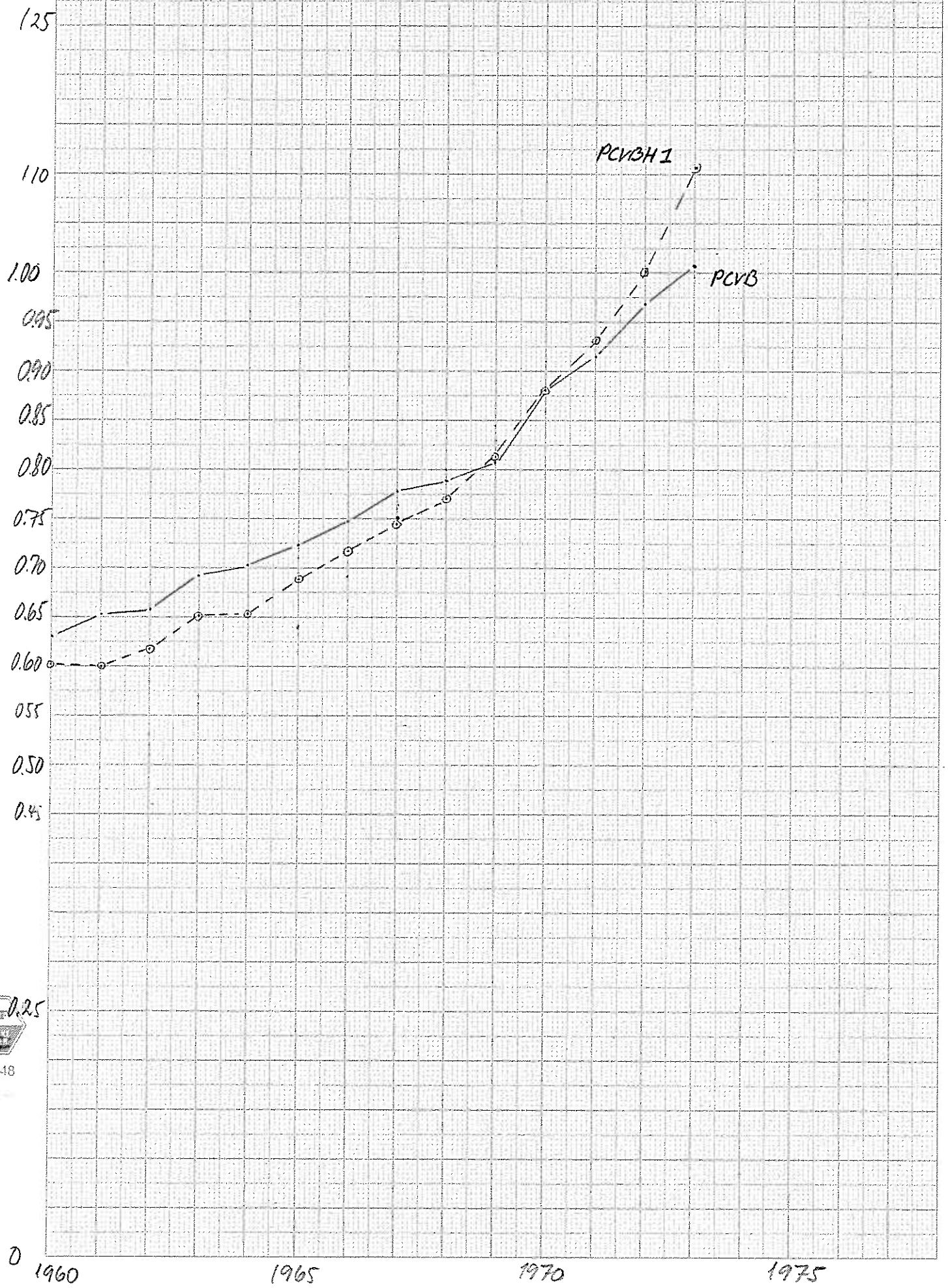
AGF BLIMI Nr 248

FIGUR 3. OBSERVEREDE OG BEREGNEDE BASISPRISER.



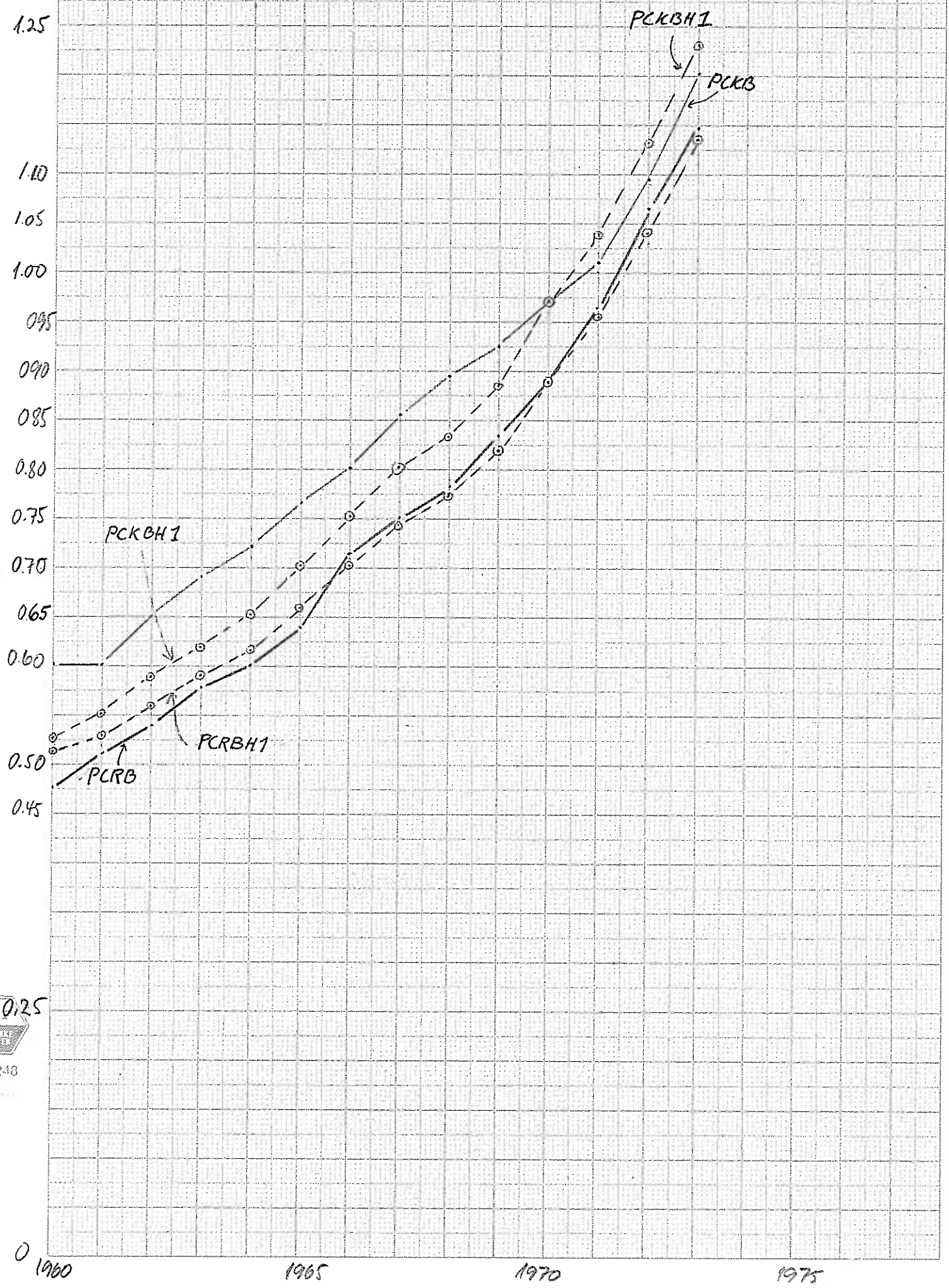
AGF
Nr 248

FIGUR 4 OBSERVERET OG BEREGNET BASISPRIS.



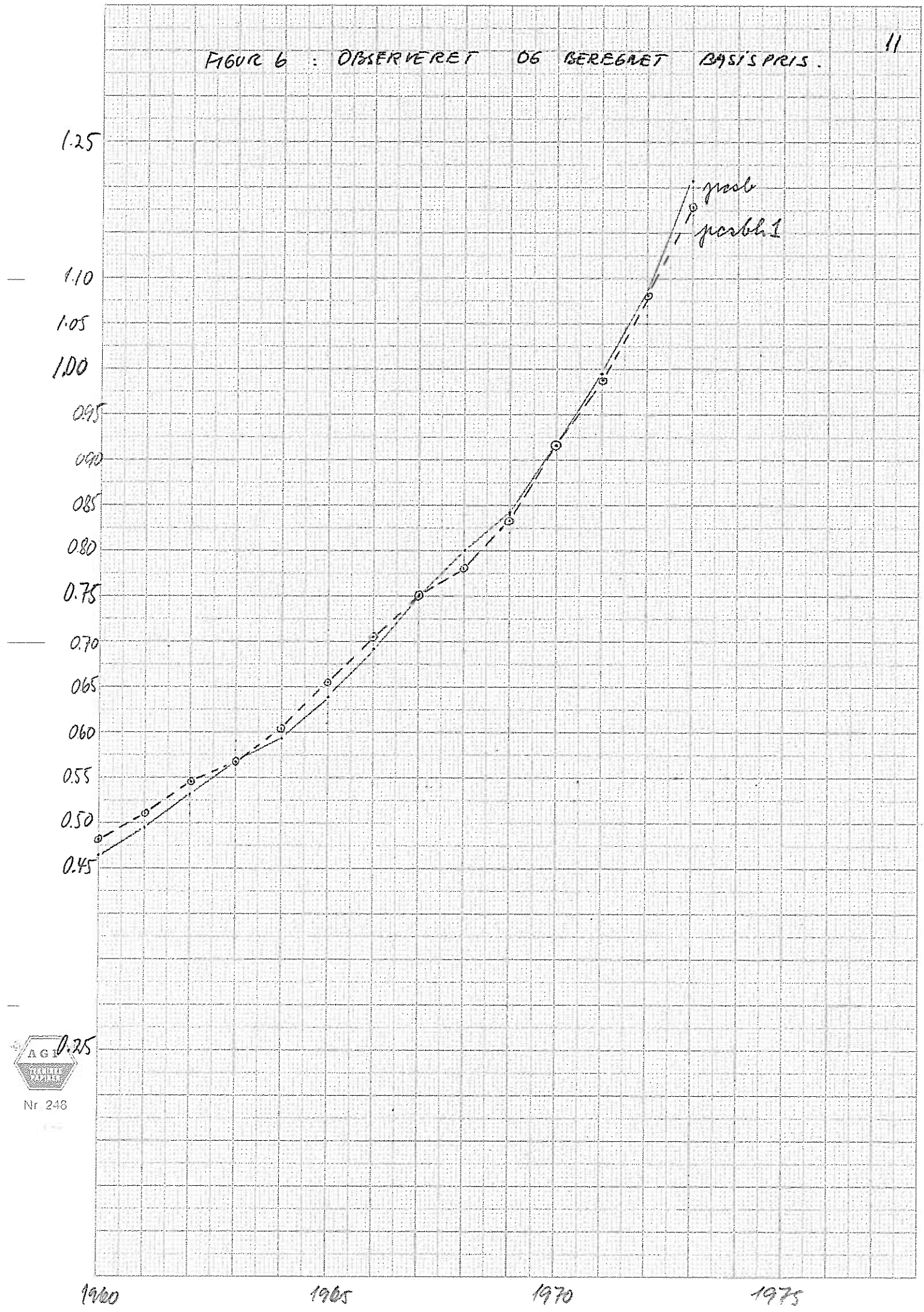
Nr 248

FIGUR 5. OBSERVEREDE OG BEREGNEDE BASISPRISER



Nr 248

FIGUR 6 : OBSERVERET OG BEREGNET BASISPRIS.



AGI
Nr 248

ført ved at dividere serien igennem med den observerede basispris i 1970. Disse to serier kaldes henholdsvis pczb og pczbh1. Differencen mellem den observerede basispris og den beregnede pczbh1 kaldes respczb1.

For en del komponenters vedkommende synes der at fremkomme ret store systematiske fejl og også andre skavanker kan spores, især hos pcebh1, pcgbh1 og pcbbh1. Dette er bekymrende.

En første forklaring på fænomenets opståen kunne være den, at der jo trods alt er tale om en vis variation i input-outputkoefficienterne, jf. tidligere, men denne variation er næppe stor nok til at kunne give anledning til de viste resultater. En anden mulig forklaring på fænomenet kan være, at der er tale om aggregeringsfejl p.gr.a. den stærkt aggregerede produktionsbeskrivelse. Vi ved derfor, at leverancerne fra en vilkårlig sektor ikke er et homogent produkt; tilgangen til de enkelte konsumkategorier (og råstoffer og andre endelige anvendelser) er således ikke en homogen vare, og prisudviklingen på disse leverancer kan derfor tænkes at være forskellig fra den, som sektoraggregatet afspejler. Denne aggregeringsfejl kan vi dog undersøge nærmere.

4 Aggregeringsslør

Med udgangspunkt i I/O-tabellerne i årets og 1970-priser kan der beregnes implicitte prisindeks for de leverancer, der tilgår de enkelte sektorer (i form af råstoffer) og de endelige anvendelser. Nedenfor vises resultater af sådanne beregninger for råstoftilgangen og tilgangen til private konsumkategorier. Om symbolikken skal bemærker, at foruden sektorpriserne pxa, pxn, pxb, pxq er vist indeks for de implicitte priser på leverancer fra fx sektor A til råstof i sektor A, her kaldet pxaa, fra A til råstof i N, kaldet pxan osv. Forinden er de implicitte prisindeks dog divideret igennem med pxa (og tilsvarende for de øvrige sektorer) for lettere at kunne aflæse afvigelserne fra sektorpriserne.

Tabel 3: Sektorpriser og implicitte prisindeks for leverancer fra indenlandske produktionssektorer til råstof i disse. Implicitte prisindeks ifølge input-outputtabeller 1966-73 er normeret med sektorpriserne.

A:	pxa	pxaa	pxan	pxab	pxah	pxaq
1966	.864	1.078	.973	.847	.847	1.094
1967	.846	1.128	.985	.938	-	1.070
1968	.865	1.029	.986	1.023	-	1.078
1969	.944	.977	.978	1.012	-	1.113
1970	1.000	1.000	1.000	1.000	-	1.000
1971	1.010	.980	.993	1.076	-	1.073
1972	1.137	.982	.980	1.028	-	1.094
1973	1.450	.971	1.009	.862	-	.950

Tabel 3 fortsat

N:	pxn	pxna	pxnn	pxnb	pxnh	pxnq
1966	.851	1.063	.984	.945	.902	.994
1967	.867	1.042	.979	.965	.928	1.015
1968	.890	1.050	.983	.985	.904	1.080
1969	.935	1.019	.993	.986	.929	1.018
1970	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1971	1.039	1.000	.982	1.015	1.048	1.029
1972	1.094	1.007	.975	1.005	1.052	1.015
1973	1.272	1.157	.987	.957	1.040	.975

B:	pxb	pxba	pxbn	pxbb	pxbh	pxbq
1966	.774	.969	.969	.931	.969	.969
1967	.811	.984	.984	.963	.984	.984
1968	.873	.985	.985	.985	.985	.985
1969	.928	.996	.996	.996	.996	.996
1970	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1971	1.076	1.024	1.023	1.024	1.024	1.024
1972	1.149	1.023	1.023	1.023	1.023	1.023
1973	1.296	1.024	1.024	1.023	1.023	1.024

Q:	pxq	pxqa	pxqn	pxqb	pxqh	pxqq
1966	.777	1.067	.963	.919	.962	1.014
1967	.827	1.024	.960	.950	.977	1.026
1968	.859	1.042	.957	.996	1.010	1.027
1969	.911	1.003	.982	.997	1.015	1.030
1970	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1971	1.068	.982	1.002	1.053	1.032	1.017
1972	1.168	1.006	.990	1.034	1.030	1.007
1973	1.269	1.188	1.019	1.040	1.073	1.018

Det ses, at "sløret" nok er mindst for B-sektor prisen. I begyndelsen af perioden overvurderes de "sande"leverancers pris ved anvendelse af pxb, mens pxb i 1970'erne undervurdere de sande priser på råstofleverancerne. Mønsteret er næsten det samme for alle råstofleverancer. Stort set det samme mønster gør sig gældende for de øvrige sektorers vedkommende, omend mønsteret ikke er så ensartet. Leverancerne til Q-sektoren synes gennemgående at blive undervurderet af de respektive sektorpriser.

Vender vi os imidlertid til de for prissammenbindingsrelationerne relevante

Tabel 4: Sektorpriser og implicitte prisindeks for leverancer fra indenlandske produktionssektorer til privat forbrug. Implicitte prisindeks ifølge input-output tabeller 1966-73 er normeret med sektorprisen.

A:	pxa	pxacf	pxacn	pxaci	pxace	pxacg	pxacb	pxacv	pxacr	pxack	pxacs
1966	.864	1.010	1.149	1.050	.230	-	-	1.066	-	-	.854
1967	.846	.970	-	1.057	.236	-	-	1.083	-	-	.927
1968	.865	.984	-	1.054	.344	-	-	1.055	-	-	1.004
1969	.944	1.004	-	1.054	.658	-	-	1.023	-	-	1.000
1970	1.000	1.000	-	1.000	1.000	-	-	1.000	-	-	1.000
1971	1.010	.960	-	1.080	1.060	-	-	.975	-	-	1.090
1972	1.137	.996	-	1.055	2.012	-	-	1.005	-	-	1.057
1973	1.450	.921	-	.857	1.330	-	-	.964	-	-	.902

N:	pxn	pxncf	pxncn	pxnci	pxnce	pxncg	pxncb	pxncv	pxncr	pxnck	pxncs
1966	.851	.986	1.098	.990	1.000	1.065	1.057	1.030	1.040	-	.823
1967	.867	.993	1.109	1.001	1.120	1.292	1.031	1.041	1.051	-	.885
1968	.890	.976	1.086	1.015	1.115	1.247	1.048	1.034	1.058	-	.950
1969	.935	.991	1.040	1.013	.998	1.057	1.010	1.013	1.029	-	.966
1970	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	-	1.000
1971	1.039	1.002	.999	1.003	1.045	1.108	1.024	.988	1.004	-	1.057
1972	1.094	1.040	1.003	1.001	1.003	1.126	1.104	.989	.967	-	1.077
1973	1.272	1.060	.937	.962	.969	1.106	.967	.921	.946	-	.999

Tabel 4 fortsat:

Q:	pxq	pxqcf	pxqcn	pxqci	pxqce	pxqcg	pxqcb	pxqcv	pxqcr	pxqck	pxqcs
1966	.777	1.060	1.167	1.103	.990	1.280	1.171	1.000	1.006	1.062	.969
1967	.827	.991	1.146	1.058	1.040	1.350	1.107	1.005	.999	1.063	.995
1968	.859	.956	1.081	1.045	1.083	1.299	1.097	.976	1.000	1.068	1.018
1969	.911	.969	1.044	1.014	1.009	1.120	1.036	.944	1.014	1.044	1.012
1970	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1971	1.068	.960	.969	1.013	1.134	1.110	1.028	.987	1.007	.976	1.009
1972	1.168	1.015	.965	.985	.993	1.091	1.288	.946	1.022	.968	1.002
1973	1.269	1.077	.830	.982	1.304	1.170	1.007	.908	1.014	.979	1.027

serier, jf. tabel 4, fås, at især pxn og pxq undervurderer de sande leverancers prisudvikling. Specielt afviger pxncg og pxqcg markant fra 1.00. Netop pcgb bliver heller ikke særlig pænt bestemt, jf. tidligere. På forhånd kunne man have ventet, at pxnce havde været mindre køn; offentlige værker er jo nu indeholdt i N-sektoren. Taget under et vidner tabellen således om et ikke uvæsentligt slør p.gr.a. aggregeringsstrukturen.

Det er imidlertid vanskeligt at korrigere basisprisberegningen ved direkte inddragelse af disse oplysninger, eftersom mønsteret ikke er helt systematisk; det ses fx at selvom sektorprisen gennemgående undervurderer i begyndelsen af perioden, er billedet et andet i 1973 bl.a. for A- og N-sektoren.

Eventuel korrektion til basispriserne kunne tænkes gennemført ved at indlægge et fast ikke-nul justeringsled i relationerne. Værdien heraf kunne tænkes bestemt ud fra residualmønsteret, idet der fx for de efterfølgende år kan postuleres, at mønsteret er som i begyndelsen af 1970'erne.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/EV
5. juni 1979

ADAMS FORBRUGSFUNKTIONER I LYSET AF NYT DATAGRUNDLAG

1. Indledning

Hensigten med det følgende er kortfattet at gøre status over forbrugsfunktionerne i ADAM i lyset af nyt datagrundlag.

Udgangspunktet for de bestræbelser, der er pågået, har m.h.t. forklarende variable stort set været de i nuværende ADAM benyttede, idet dog en del eksperimenteren hvad angår lagstrukturen,er udført. Det skal således allerede her afsløres, at der i den kommende første version af ADAM på nyt datagrundlag ikke er tilstræbt egentlige nydannelser, bortset fra sådanne, der dels følger af de anbefalinger, der er givet i arbejdsudvalgets rapport og dels sådanne, der forekommer overkommelige.

I afsnit 2 beskrives kort det anvendte datagrundlag; specielt omtales den valgte måde at behandle turistindtægterne på. I afsnit 3 diskuteres afgrænsningen af estimationsperioden og i afsnit 4 refereres kort en række resultater fra estimationsforsøg med de variable udtrykt i niveau. På grundlag af disse sidste øvelser blev det besluttet af fastholde en specifikation med anvendelse af stationære serier som nu, hvor de variable er udtrykt i absolutte årlige ændringer. Med denne specifikation blev en række relationer udvalgt. Disse vises i afsnit 5. I bilag 2a er vist beregnede og observerede værdier samt relationernes residualer; en samlet oversigt over de valgte relationer er vist efterfølgende.

2. Datagrundlag og variabeldefinitioner m.v.

Da de nye officielle nationalregnskabstal dækkende perioden 1966-1973 kun giver mulighed for en stikprøve med maksimalt 8 observationer og i praksis mindre ifald der estimeres i absolutte årlige ændringer og med op til flere perioders lag i de forklarende variable, blev det besluttet at lave en tilbageskrivning til 1948 af nationalregnskabsserier på ADAM-sektorer. Disse fra 1966 og bagud forlængede serier skulle udelukkende tjene det formål af være et internt hjælpemiddel i estimationsfasen i modelgruppen og fremtræder med en ganske uofficiel status. Ved tilbageskrivningen fra 1966 er udelukkende anvendt oplysninger fra det gamle SU 7 nationalregnskab og variable i ADAM's databank, jf. en udførlig beskrivelse i AMC, 18. februar 1979: Hjemmestrikkede nationalregnskabstal m.v. på ADAM-sektorer. Privat forbrug og disponibel indkomst.

I dette papir omtales tillige den nye komponentopdeling af det private forbrug. Af forskelle fra den nuværende afgrænsning skal nævnes, at forbrug af nydelsesmidler, Cn, og benzin og olie til køretøjer, Cg, er udskilt af øvrige ikke-varige varer, GCi (G referer til den "gamle" komponent, Gammeloperatoren) Endvidere er reparation af varige varer udskilt som særskilt komponent, Cr, tidligere medtaget blandt anskaffelserne.

a. Turistindtægterne

I SU 7 var der foretaget en fordeling på en række forbrugskomponenter af udenlandske turisters forbrug på dansk område. Dette er ikke tilfældet i det nye nationalregnskabssystem, hvori det samlede private forbrug i Danmark, CpDK, og dets underkomponenter indeholder også udlændinges forbrug på dansk område. For at komme frem til danskes privatforbrug skal CpDK tillægges turistudgifter i udlandet, Ct, og reduceres med turistindtægterne, Et. I stedet for at estimere forbrugsrelationer på de komponenter, der fremkommer ved aggregering af nationalregnskabets konsumgrupper, hvorved ændringer i Et ikke ville komme til at slå ud i de konsumkategorier, hvor udlændinges forbrug især må formodes at falde, blev det, jf. diskussion i PUD,EV 10. oktober 1978 og AMC, 18. februar 1979 besluttet at samle kræfterne om et oplæg, hvor forbruget på dansk område opdelt på komponenter blev reduceret med udlændinges forbrug her i landet. Noget kendskab til hvorledes udenlandske turisters forbrug her i landet fordeler sig på komponenter haves imidlertid ikke; en skønsmæssig fordelingsnøgle er derfor lagt til grund, idet det antages, at der er visse kategorier, der ikke er genstand for udenlandske turisters køb. Princippet bag de følgende variabeldefinitioner er da, at der fra forbrugskomponent x, fCx, fratrækkes en over tiden konstant andel af de samlede turistindtægter, $fEtx = \alpha_x \cdot fEt$, hvor $\Sigma\, \alpha_x = 1$. De derved fremkomne variable - i det følgende foreløbigt kaldet fCetx = fCx - fEtx, danner udgangspunkt for de estimationer, der nedenfor skal refereres:[1)]

(1) $fCetx = (fCx - fEtx) = f_x(\text{disponibel indkomst, relative priser, ...})$

(2)

fEtf = 0.25 fEt	fEtn = 0.15 fEt
fEti = 0.10 fEt	fEte = 0.00 fEt
fEtg = 0.06 fEt	fEtb = 0.00 fEt
fEtv = 0.12 fEt	fEtr = 0.01 fEt
fEth = 0.00 fEt	fEtk = 0.08 fEt
fEts = 0.23 fEt	fEtt = 0.00 fEt

1) Leddet α_xfEt kan dog uden besvær flyttes over på højresiden af de estimerede relationer. Fremgangsmåden svarer til at binde koefficienten til fEtx til 1.

b. Disponibel indkomst

Som forklarende variabel indgår som bekendt et udtryk for den disponible indkomst deflateret med et forbrugerprisindeks. I det følgende er det, jf. AMC, op. cit. s. 10, valgt at operere med et indkomstudtryk, hvor forbruget af bolig (husleje), Ch, er fratrukket:

(3) $$Ydxhd = (Yd - Ch)/pcpxh = \{(Yf + T + Tipn - Sd) - Ch\} / pcpxh$$

hvor Yf er bruttofaktorindkomsten, T transfereringerne, Tipn er private nettorenteindtægter og Sd er de direkte skatter; pcpxh er defineret ved (Cp-Ch)/(fCp-fCh).

Nedenfor er vist korrelationsmatricer for perioden 1951-1973 med de variable udtrykt i absolutte årlige ændringer. Det ses, at korrelationen mellem indkomstudtryk med og uden lag er relativt beskeden:

	DYdxhd(-1)	DYdxhd(-2)	
DYdxhd	-.11	-.13	(1951-73)
DYdxhd(-1)		-.16	

Dette resultat skulle på forhånd ikke udelukke, at visse af forbrugsrelationerne skulle kunne indeholde både de ulaggede og laggede indkomstudtryk uden at disse skal indgå i sammenvejede indkomstudtryk, jf. nedenfor.

I lighed med "En model" er der defineret en række indkomstudtryk, som er ad hoc sammenvejede udtryk. Af de nedenfor nævnte er de 3 første udtryks vægtfordelinger identiske med de forslag, der har været anvendt i estimationsfasen forud for den nuværende model, A, B og C. De efterfølgende er tænkt som supplement til disse for at få en større vifte af muligheder at vælge mellem.

(3)
$$YdxhdA = 0.5\ Ydxhd + 0.3\ Ydxhd(-1) + 0.2\ Ydxhd(-2)$$
$$YdxhdB = 0.7\ Ydxhd + 0.2\ Ydxhd(-1) + 0.1\ Ydxhd(-2)$$
$$YdxhdC = 0.8\ Ydxhd + 0.1\ Ydxhd(-1) + 0.1\ Ydxhd(-2)$$
$$YdxhdD = 0.4\ Ydxhd + 0.4\ Ydxhd(-1) + 0.2\ Ydxhd(-2)$$
$$YdxhdE = 0.5\ Ydxhd + 0.5\ Ydxhd(-1)$$

Mod de anvendte lagfordelinger kan stadig indvendes, at springet i vægtene mellem den ulaggede og den én periode laggede variabel er ganske stort (1/1, 5/3, 7/2 og 8/1 men da det potentielle antal lagfordelinger i princippet er ubegrænset, er her indledningsvis forsøgt med disse som referenceramme. Korrelationen til DYdxhd er vist nedenfor:

	A	B	C	D	E	
DYdxhd	.81	.96	.99	.64	.67	(1951-73)

c. Relative priser

I betegnelsen for de relative priser indgår et foranstillet b; dette bogstav udtrykker, at der er tale om en kvotient: bpcf er således identisk med pcf/pcpxh . Foruden disse ulaggede og laggede relative prisudtryk optræder i det følgende også ad hoc sammenvejede relative priser med en lidt anden lagstruktur, idet der er indbygget et element af overreaktion i variablene:

(4) bpcvax = bpcx - 0.5 bpcx(-1)

bpcvbx = bpcx - 0.3 bpcx(-1)

bpcvcx = bpcx - 0.1 bpcx(-1)

d. Korrelation mellem forbrug og indkomst og relative priser

I bilag 1 er vist korrelationen (den direkte) mellem DfCetx og indkomst og prisvariable. Det bemærkes, at det er undtagelsen, at korrelationen mellem den årlige ændring i forbruget DfCetx og DYdxhd(-1) er større end korrelationen mellem DfCetx og DYdxhd. Dette resultat er næppe overraskende, når man betænker, at forbrug og indkomst gensidigt påvirker hinanden - dels via forbrugsfunktionen dels via nationalregnskabsidentiteten . Dette forhold bevirker da også, at størrelsen af korrelationen mellem indkomst og forbrug bør ses med dette in mente.

3. Afgrænsning af estimationsperioden

Da der som anført endnu ikke foreligger endelige nationalregnskabsoplysninger på nyt grundlag for perioden forud for 1966, er der for at teste, om der fås væsentligt forskellige resultater, hvad forklarende variable og koefficientskøn angår, forsøgt med dels estimationsperioden 1951-73 og med en pseudo-periode, kaldet 1951-81, hvor årene 1966-1973 er tillagt en arbitrær dobbelt vægt. Dette er gjort ved på de allerede definerede variable at lægge variabelværdier for de sidste 8 perioder "i halen" på 1951-73. Der er ikke systematisk forsøgt med kortere estimationsperioder end 1951-73. Det kan allerede her bemærkes,

at der i så godt som alle tilfælde fås de samme forklarende variable som de mest tilforladelige hvad enten perioden er 1951-73 eller 1951-81. Disse resultater førte til, at perioden 1951-73 valgtes, idet det endvidere viste sig, at koefficientestimaterne ikke syntes at blive afgørende ændret ved at tillægge de seneste år større vægt; den væsentligste forskel ses i koefficienterne til de relative priser

4. Niveauestimationer

Allerede på et estimationsmæssigt indledende stadium syntes estimationer at vise, jf. AMC op. cit. s. 12, at estimation i niveau for en simpel makroforbrugsfunktion kunne føre til koefficientestimater for indkomstudtrykkene, der var mere tilforladelige hvad størrelse afgår (summen af koefficienterne til Ydxhd, Ydxhd(-1) og Ydxhd(-2) blev ca 0.70 mod 1.04 ved samme relation i absolutte ændringer). Der var endvidere antydning af, at residualspredningen ville blive formindsket ved niveuestimation - uden dog at have korrigeret for den lidt forskellige længde på estimationsperioden i de to tilfælde. At undersøge hvorledes sagen stillede sig for de enkelte forbrugskomponenters vedkommende var derfor påkrævet.

a. Estimationsresultater

Estimation i niveau synes imidlertid at føre til en række utilfredsstillende resultater, hvilket vel på forhånd ikke var uventet, da der må ventes eksistens af multikollinearitet. Resultaterne er stort set enslydende hvad enten der estimeres på perioden 1951-73 eller på den vægtede periode. Det karakteristiske er i begge tilfælde, at der opstår svare problemer med at få de relative priser til at fremstå med negativt fortegn. Dette gælder således især for fCeti, fCete, fCetr og fCetk. Hvis de relative priser overhovedet skal komme ud med et positivt fortegn bør den laggede relative pris indgå, og i så fald får den en positiv koefficient, således at elasticiteten på langt sigt viser sig at blive positiv. Det negative prisled bliver endvidere svagt signifikant også i fCetf og fCetg.

For mange af relationernes vedkommende er residualerne endvidere uskønne, og kun ved indeholdelse også af den laggede forklarende variabel fås et pænere mønster. Også dette er utilfredsstillende.

Summeres koefficienterne til indkomstleddene fås en værdi på ca. 0.8, hvilken størrelse dog som før - er vanskelig at fortolke som en marginal forbrugskvote, eftersom også de varige varer er med.

Hvad angår residualspredningen synes der heller ikke at være noget vundet ved at estimere i niveau, idet kun for få komponenters vedkommende, jf. nedenfor og resultater i EV, 2. maj 1979, er residualspredningen med ændringer større end ved estimation i niveau; forskellen er tilmed ikke overvældende. For restens vedkommende er resultaterne stort set ens eller ændringsspecifikationen giver lavest residualspredning.

5. Estimationsresultater med de variable udtrykt i absolutte årlige ændringer

På baggrund af resultaterne i afsnit 4 blev det besluttet at koncentrere anstrengelserne om perioden 1951-73 og benytte en specifikation med årlige ændringer. Nedenfor fremlægges resultater heraf.

Et ikke ubetydelige antal regressionsforsøg er gennemført med forskellige lagfordelinger for de variable,og kun et begrænset antal er nævnt nedenfor. For om muligt at opnå et fastere holdepunkt for fastlæggelse af lagstrukturen er der gennemført en række Almonestimationer. Resultaterne heraf var tænkt som a priori viden ved fastlæggelse af lagfordelingen for de efterfølgende OLS-estimationer. Nogle af disse resultater er kort refereret i EV, 21. marts 1979, men man må dog sige, at de kun i begrænset udstrækning har givet sig til kende i de nedenfor viste regressionsresultater. For en umiddelbar og ikke tilbundsgående analyse af Almonteknikken synes der således ikke at være nogen afgørende gevinst forbundet ved at gå over denne omvejsproduktion.

a. Resultater for de enkelte forbrugskomponenter

Forbrug af fødevarer, DfCetf:

Med to frit estimerede indskomstudtryk DYdxhd og DYdxhd(-1) samt den relative pris Dbpcf bliver ingen af koefficienterne signifikante og R^2 er betænkelig nær ved nul. Også med DYdxhd og to prisvariable Dbpcf og Dbpcf(-1) bliver resultatet hæsligt. Trods lidet opløftende er nedenstående resultat med DYdxhdD i første omgang mindst uacceptabel:

/ 15.7 / DfCetf = -61.39 + 0.09542 DYdxhdD - 2804.2 Dbpcf
(122.4) (0.0558) (2662.6)

n = 1951-73 s = 273.0 R^2 = 0.13 DW = 2.31

Konstantleddet ses ikke at blive signifikant, og forsøges uden fås:

/ 41.1 / DfCetf = 0.07080 DYdxhdD - 2450.0 Dbpcf
(0.0261) (2521.1)

n = 1951-73 s = 268.1

Almonestimationer, hvor forsøg på at fastlægge en lagstruktur til indkomst og priser er forsøgt, fører ikke til væsentligt ændrede resultater. /41.1 / skal derfor foretrækkes, idet dog en niveauestimation af relationen kan komme på tale, jf. EV, 02/05/79.

Forbrug af nydelsesmidler, DfCetn:

En vægtfordeling af indkomstudtrykkene med og uden lag svarende til DYdxhdA synes at give det bedste resultat. Priserne skal om overhovedet sammenvejes med et kort lag. Dbpcvan er tillige forsøgt uden dog at betyde afgørende nogen ændring.

/ 15.12 / DfCetn = -53.71 + 0.1014 DYdxhdA - 1974.7 Dbpcn
(51.2) (0.022) (737.8)

n = 1951-73 s = 121.5 R^2 = 0.57 DW = 1.93

/ 25.7 / DfCetn = -37.98 + 0.09482 DYdxhdA - 1947.2 Dbpcvan
(50.1) (0.0213) (680.8)

n = 1951-73 s = 119.3 R^2 = 0.59 DW = 1.86

Da konstantleddet kun er lidet signifikant er også lavet et par origoestimationer på disse:

/ 41.1 / DfCetn = 0.08151 DYdxhdA - 1899.1 Dbpcn
(0.0108) (736.0)

n = 1951-73 s = 121.8

/ 45.1 / DfCetn = 0.08077 DYdxhdA - 1955.6 Dbpcvan
(.0105) (673.7)

n = 1951-73 s = 118.1

Da residualdiagrammet afslører en ubehagelig stor residual i 1951 er der lavet en på et i den gamle ende afkortet sample origoestimation à la / 41.1 /:

/ 41.5 / DfCetn = 0.08261 DYdxhdA - 1050.6 Dbpcn
(0.0076) (547.1)

n = 1952-73 s = 85.6

Noget væsentligt skift i koefficienterne ses således især for koefficienten til den relative pris. Noget argument for at udelade 1951 savnes dog.

Forbrug af øvrige ikke-varige varer, DfCeti:

Her synes DYdxhd og DYdxhd(-1) at kunne estimeres frit. Priserne er kun i ringe grad signifikante, hvilket også er indtrykket af korrelationematricen. Forsøges med et lag også i priserne får koefficienten til Dbpci(-1) et negativt men kun svagt signifikant fortegn og sammenvejninger med relative priser med endnu længere lag giver ikke nogen væsentlig forbedring af forklaringsevnen. Det bedste forslag er derfor følgende:

/ 15.17 / DfCeti = -217.1 + 0.1284 DYdxhd + 0.0646 DYdxhd(-1) - 1931.2 Dbpci(-1)
(69.0) (0.017) (0.017) (1395.5)

n = 1951-73 s = 173.5 R^2 = 0.77 DW = 1.92

Konstantleddet ses at være signifikant og bør fastholdes.

Forbrug af brændsel, DfCete:

Den sammenvejede DYdxhdA viser sig som den sejrende blandt de a priori sammenvejede. Som vejrligsrepræsentant bør Dfros foretrækkes frem for Dgrad, og Dfros forbedrer relationen væsentligt. Et lag i priserne synes ikke at forbedre relationen:

/ 41.16 / $$DfCete = -35.02 + 0.04626\ DYDxhdA - 363.6\ Dbpce + 3.669\ Dfros$$
(35.89) (0.016) (263.4) (0.78)

n = 1951-73 s = 84.11 $R^2 = 0.68$ DW = 1.81

Andre forslag til sammenvejning af indkomstudtrykkene ud fra Almonforsøg giver ikke et fra ovenstående afvigende resultat. Estimeres / 41.16 / som origo da konstantleddet bliver insignifikant, fås:

/ 41.21 / $$DfCete = 0.0330\ DYdxhdA - 410.0\ Dbpce + 3.659\ Dfros$$
(0.076) (258.8) (0.779)

n = 1951-73 s = 84.0

Denne skal derfor foretrækkes.

Forbrug af benzin og olie til køretøjer, DfCetg:

Uden at inddrage andre forklarende variable end konstantled, indkomst og de relative priser fås en ganske lav forklaringsevne:

/ 15.39 / $$DfCetg = 16.61 + 0.02741\ DYdxhdD - 377.3\ Dbpcg$$
(28.0) (0.0121) (248.8)

n = 1951-73 s = 64.5 $R^2 = 0.29$ DW = 1.91

Indkomsten ses at indgå med en ringe signifikans . Inddrages antallet af alm personbiler (bilparken kaldet i det følgende), jf. LH 07/05/79, som indikator for det antal køretøjer, der bruger benzin og olie, fås:

/ 45.5 / $$DfCetg = -22.07 - 0.00005093\ DYdxhdA - 510.9\ Dbpcg + 0.0018\ 64Dbile$$
(31.9) (0.015) (243.5) (0.000865)

n = 1951-73 s = 59.7 $R^2 = 0.42$ DW = 2.17

Resultatet antyder, at indkomsten ikke kan forklare benzin- og olieforbruget.

Det bemærkes, at med indkomsten inde viser ændringen i den laggede bilpark at falde pænest ud:

/ 45.6 / $$DfCetg = -23.11 + 0.0001843\ DYdxhdA - 476.0 + 0.001979\ Dbiler(-1)$$
(27.2) (0.0130) (216.9) (0.000652)

n = 1951-73 s = 54.8 $R^2 = 0.51$ DW = 2.22

Da imidlertid konstantleddet er insignifikant og man måske tilmed kan frygte, at korrelationen mellem konstantleddet og ændringer i bilparken er stor, er nedenfor forsøgt med origoestimationer uden indkomsten:

/ 45.8 / $\quad DfCetg = -473.1\ Dbpcg + 0.001513\ Dbiler$
(215.7) (0.000235)

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 57.5$

/45.9 / $\quad DfCetg = -439.3\ Dbpcg + 0.001595\ Dbiler(-1)$
(200.0) (0.000221)

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 53.1$

/45.9 / synes således at skulle foretrækkes.

Anskaffelse af køretøjer, DfCetb:

Med en specifikation efter et investeringsteoretisk oplæg med flere mulige afskrivningsrater svarende til δ = 2, 3 og 4, jf. En model , både i indkomst, relative priser og udtryk for obligationsrenten, den eneste overgang til den finansielle sfære i modellen, fås, idet Koreakrigsdummyen ikke bidrager mærkbart:

/ 41.68 / $\quad DfCetb = 673.4 + 0.07101(Ydxhd - \tfrac{1}{2}\ Ydxhd(-1))$
(673.5) (0.00923)

$- 2468.2\ (bpcb - \tfrac{1}{2}bpcb(-1)) + 0.09922\ (ko - \tfrac{1}{2}\ ko(-1))$
(498.3) (0.0823)

$- 0.7819\ fCetb(-1)$
(0.123)

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 151.7 \qquad R^2 = 0.85 \qquad DW = 2.20$

Residualspredningen bliver således mindst med δ = 2 i indkomstudtrykket. Et lag på ½ svarende til $(Ydxhd - \tfrac{1}{2}\ Ydxhd(-1))(-\tfrac{1}{2})$ forøger spredningen og determinstionskoefficienten reduceres. Heller ikke δ = 3 eller 4 i priserne giver sammen med $(Ydxhd - \tfrac{1}{2}\ Ydxhd(-1))$ mindre spredning. δ = 2 i udtrykket for obligationsrenten er endvidere at foretrække, selv om variablen kun bliver svagt signifikant. Estimeres / 41.68 / som origoestimation fås:

/ 43.1 / $\quad DfCetb = 0.07216\{Ydxhd - \tfrac{1}{2}\ Ydxhd(-1)\} - 2044.3\ \{bpcb - \tfrac{1}{2}\ bpcb(-1)\}$
(0.00916) (262.0)

$+ 0.1677\ \{ko - \tfrac{1}{2}\ ko(-1)\} \quad - 0.7024\ fCetb(-1)$
(0.0455) (0.0944)

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 151.7$

Forbrug af øvrige varige varer, DfCetv:

Med et teoretisk oplæg som ovenfor for DfCetb, fås at af de indkomstudtryk, der kan dannes med δ = 2, 3 og 4 med og uden lag, skulle et lag på ½ periode være at foretrække, og δ = 4. Estimationsresultaterne antyder imidlertid, at det bedste resultat findes med δ = 2:

/ 42.16 / $\quad DfCetv = -47.15 + 0.1649\{Ydxhd - \tfrac{1}{2}\ Ydxhd(-1)\}(-\tfrac{1}{2})$
(1412.4) (0.0337)

$- 3724.7\ \{bpcv - \tfrac{1}{2}\ bpcv(-1)\}$
(1901.2)

$+ 0.08944\{ko - \tfrac{1}{2}\ ko(-1)\} \quad - 0.7337\ fCetv(-1)$
(0.0822) (0.1569)

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 180.0 \qquad R^2 = 0.74 \qquad DW = 1.08$

Der synes imidlertid at være en ganske kraftig korrelation mellem prisleddet og konstantleddet og tvinges relationen gennem origo fås:

/ 43.11 /

$$DfCetv = \underset{(0.0287)}{0.1644}\ \{Ydxhd - \tfrac{1}{2}Ydxhd(-1)\}\ (-\tfrac{1}{2}) - \underset{(671.1)}{3783.9}\ \{bpcv - \tfrac{1}{2}\ bpcv(-1)\} + \underset{(0.0751)}{.08849}\ \{ ko - \tfrac{1}{2}\ ko(-1) - \underset{(0.1506)}{0.7329}\ fCetv(-1)$$

n = 1951-73 s = 175.2

Der spores dog autokorrelation i residualerne. Alligevel skal relationen foretrækkes.

Forbrug af reparation af varige varer, DfCetr:

Almonestimationer antyder, at lagget til indkomsten skal være kort, og det viser sig da også, at DYdxhdE giver det pæneste resultat blandt de a priori sammenvejede. Medtages både den løbende og den laggede relative pris, får koefficienten til den laggede relative pris positivt fortegn med en størrelse, der numerisk overstiger koefficienten til Dbpcr. Sammenvejes priserne som i Dbpcvar fås; idet bilparken igen inddrages iblandt de forklarende variable, eftersom reparationerne for hovedpartens vedkommende vedrører reparation af køretøjer:

/ 45.33 /

$$DfCetr = \underset{(53.22)}{46.69} + \underset{(0.0182)}{0.02206}\ DYdxhdE - \underset{(834.2)}{688.5}\ Dbpcvar + \underset{(0.001187)}{0.000146}\ Dbiler$$

n = 1951-73 s = 100.5 R^2 = 0.16 DW = 2.47

Accelerationen i bilparken synes at give et bedre resultat end ændringen i bilpark

/ 45.35 /

$$DfCetr = \underset{(35.16)}{43.17} + \underset{(0.0134)}{0.02465}\ DYdxhdE - \underset{(738.1)}{785.6}\ Dbpcvar + \underset{(0.00177)}{0.003976}\ DDbile$$

n = 1951-73 s = 89.3 R^2 = 0.34 DW = 2.19

Forbrug af kollektiv transport og kommunikation, DfCetk:

Almonundersøgelser antyder et langt fladt lag mens priserne helst skal indgå med et kort lag. DYdxhdD synes imidlertid at falde ligeså pænt ud:

/ 15.71 /

$$DfCetk = \underset{(18.42)}{-4.511} + \underset{(0.00794)}{0.02762}\ DYdxhdD - \underset{(403.8)}{1135.0}\ Dbpck$$

n = 1951-73 s = 42.5 R^2 = 0.49 DW = 2.03

Konstantleddet er imidlertid helt insignifikant og med origo igen fås:

/ 43.26 / $$DfCetk = 0.02593\ DYdxhdD - 1142.4\ Dbpck$$
$$(0.0038) \qquad (393.7)$$
$$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 41.6$$

Forbrug af (øvrige) tjenester, DfCets:

Selv efter forskellige forsøg på med Almonestimationsteknik at fastlægge lagstrukturen for priser og indkomst, synes nedenstående relation af være den bedste:

/ 15.76 / $$DfCets = -102.4 + 0.1284\ DYdxhdA - 4701.0\ Dbpcs$$
$$(39.4) \quad (0.0178) \qquad (1555.)$$
$$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 92.2 \qquad R^2 = 0.72 \qquad DW = 1.62$$

Forbrug af turistrejser, DfCett:

Resultaterne af estimationsforsøg med turistrejserne bekræfter forhåndsindtrykket fra korrelationsmatricen over de forklarende variables samvariation med de forklarede variable - og indbyrdes - , at DYdxhd og DYdxhd(-1) synes at kunne indgå begge mens de relative priser er indbyrdes modsat korrelerede men samtidig pænt korrelerede med DfCett:

/ 15.83 / $$DfCett = 46.75 + 0.01277\ DYdxhd + 0.01163\ DYdxhd(-1)$$
$$(19.1) \quad (0.00537) \qquad (0.0052)$$
$$- 1995\ Dbpct + 920.2\ Dbpct(-1)$$
$$(456.4) \qquad (486.3)$$
$$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 51.1 \qquad R^2 = 0.72 \qquad DW = 2.17$$

Tages tilflugt til de sammenvejede indkomster fås igen et langt fladt lag som det pæneste; forsøg med sammenvejede priser, hvor hensyn tages til at Dbpct og Dbpct(-1) er modsat virkende, trækker i retning af Dbpcvat, men med to ubundne relative priser fås:

/ 15.142 / $$DfCett = 32.74 + 0.03156\ DYdxhdD - 2160.7\ Dbpct + 873.8\ Dbpct(-1)$$
$$(21.2) \quad (0.092) \qquad (424.2) \qquad (440.5)$$
$$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 48.7 \qquad R^2 = 0.73 \qquad DW = 2.22$$

Bilag 1. Den direkte korrelation mellem diverse forbrugskomponenter og forskellige indkomst og prisvariable. 1951-73.

	DYdxhd	DYdxhd(-1)	DYdxhd(-2)	DYdxhdA	DYdxhdB	DYdxhdC	DYdxhdD	DYdxhdE
DfCetf	.14	.11	.28	.28	.21	.19	.29	.19
DfCetn	.60	.17	.02	.65	.65	.63	.59	.58
DfCeti	.77	.30	-.18	.81	.84	.80	.76	.81
DfCete	.39	.15	.08	.46	.44	.42	.44	.40
DfCetg	.28	.18	.29	.46	.37	.34	.46	.35
DfCetb	.58	.00	-.09	.51	.58	.58	.42	.44
DfCetv	.66	.33	-.27	.69	.72	.68	.66	.74
DfCetr	.32	.17	-.22	.31	.34	.32	.30	.37
DfCetk	.22	.41	.18	.49	.36	.30	.54	.47
DfCets	.71	.28	-.10	.77	.78	.75	.72	.75
DfCett	.50	.24	-.14	.54	.56	.53	.51	.56

	Dbpcx	Dbpcx(-1)	Dbpcvax	Dbpcvbx	Dbpcvcx
DfCetf	-.08	-.08	-.04	-.05	-.07
DfCetn	-.33	.23	-.42	-.40	-.36
DfCeti	-.00	.07	-.03	-.02	-.01
DfCete	-.40	.04	-.36	-.39	-.40
DfCetg	-.33	.24	-.37	-.37	-.35
DfCetb	-.54	.45	-.68	-.64	-.58
DfCetv	-.37	.03	-.28	-.32	-.35
DfCetr	-.08	.39	-.24	-.19	-.12
DfCetk	-.43	.22	-.46	-.47	-.45
DfCets	-.04	.07	-.09	-.07	-.05
DfCett	-.70	.35	-.75	-.74	-.72

BILAG 26

Resultater af foreløbige undersøgelser af forbrugsfunktioner på nyt NR i ADAM

1951-73

F $\quad DfCetf = 0.07080\ D\{0.4\ Ydxhd + 0.4\ Ydxhd(-1) + 0.2\ Ydxhd(-2)\} - 2450.0\ Dbpcf$; $s = 268.1$
(0.0261) (2521.1)

N $\quad DfCetn = 0.08077\ D\{0.5\ Ydxhd + 0.3\ Ydxhd(-1) + 0.2\ Ydxhd(-2)\} - 1955.6\ D\{bpcn - 0.5\ bpcn(-1)\}$
(0.015) (673.7)
; $s = 118.1$

I $\quad DfCeti = -217.1 + 0.1284\ DYdxhd + 0.0646\ DYdxhd(-1) - 1931.2\ Dbpci(-1)$
(69.0) (0.017) (0.017) (1395.5)
; $DW = 1.92$, $s = 173.5$, $R^2 = 0.77$

E $\quad DfCete = 0.0330\ D\{0.5\ Ydxhd + 0.3\ Ydxhd(-1) + 0.2\ Ydxhd(-2)\} - 410.0\ Dbpce + 3.659\ Dfros$
(0.076) (258.8) (0.779)
; $s = 84.0$

G $\quad DfCetg = -\ 439.3\ Dbpcg + 0.001595\ Dbiler(-1)$
(200.0) (0.000221)
; $s = 5$.

B $\quad DfCetb = 0.07216\{Ydxhd - \frac{1}{2}\ Ydxhd(-1)\} - 2044\ \{bpcb - \frac{1}{2}\ bpcb(-1)\} + 0.1677\{ko - \frac{1}{2}\ ko(-1)\}$
(0.00916) (262.0) (0.0455)
$- 0.7024\ fCetb(-1)$
(0.0944)
; $s = 151.7$

V $\quad DfCetv = 0.1644\ \{Ydxhd - \frac{1}{2}\ Ydxhd(-1)\}\ (-\frac{1}{2}) - 3783.9\ \{bpcv - \frac{1}{2}\ bpcv(-1)\} + 0.08849\ \{ko - \frac{1}{2}\ ko(-1)$
(0.0287) (671.1) (0.0751)
$s = 175.2$
$- 0.7329\ fCetv(-1)$
(0.1506)

R $\quad DfCetr = 43.17 + 0.02465D\{0.5\ Ydxhd + 0.5\ Ydxhd(-1)\} - 785.6\ D\{bpcr - 0.5\ bpcr(-1)\} + .003976DDbil.$
(35.2) (0.0134) (738.1) (.00177)
; $DW = 2.19$, $s = 89.3$, $R^2 = 0.34$

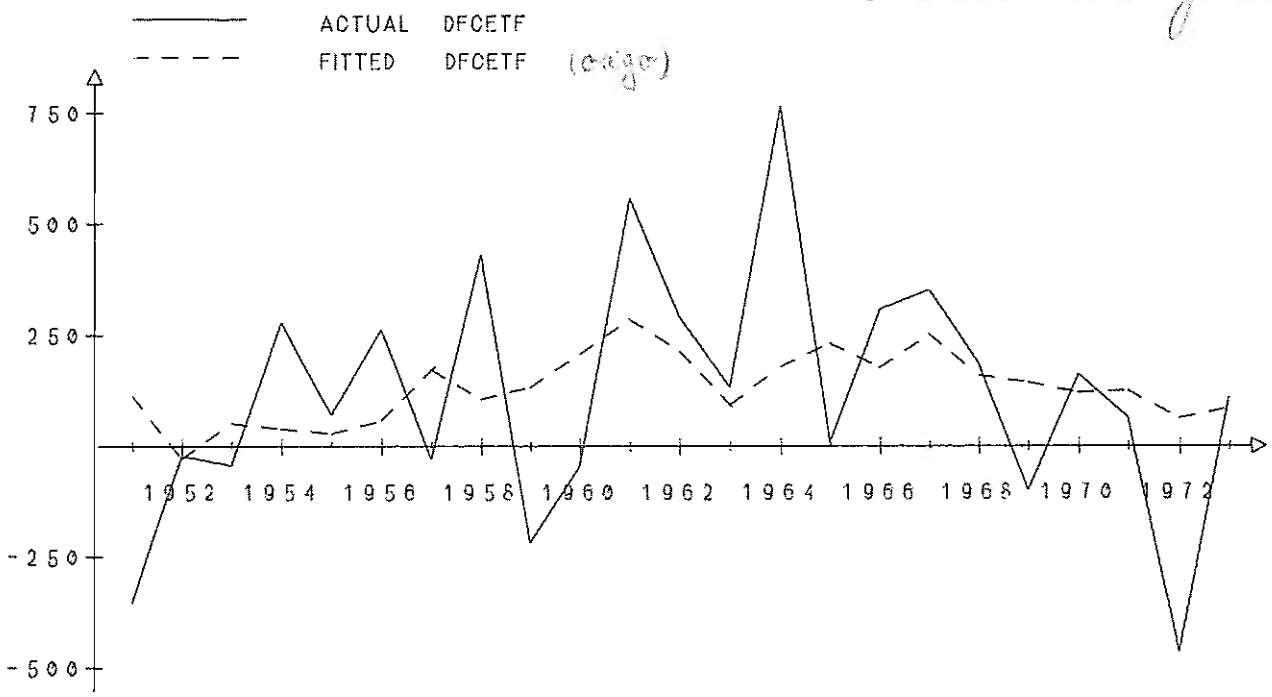
K $\quad DfCetk = 0.02593\ D\{0.4\ Ydxhd + 0.4\ Ydxhd(-1) + 0.2\ Ydxhd(-2)\} - 1142.4\ Dbpck$
(0.0038) (393.7)
; $s = 41.6$

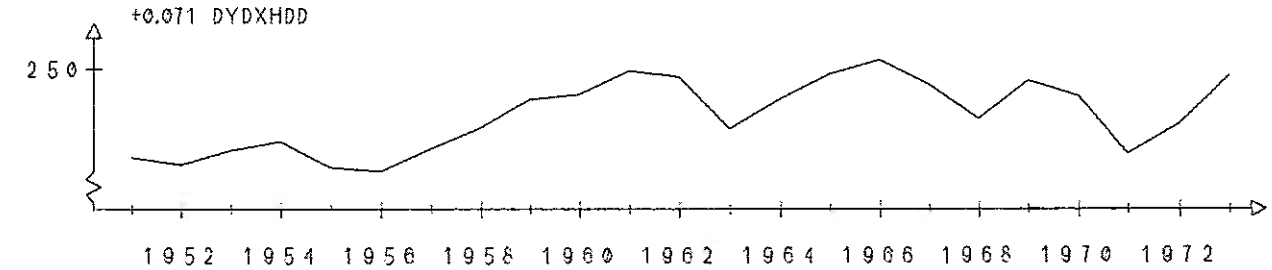
S $\quad DfCets = -102.4 + 0.1284\ D\{0.5\ Ydxhd + 0.3\ Ydxhd(-1) + 0.2\ Ydxhd(-2)\} - 4701.0\ Dbpcs$
(39.4) (0.0178) (1555.0)
; $DW = 1.62$, $s = 92.2$, $R^2 = 0.72(-1$

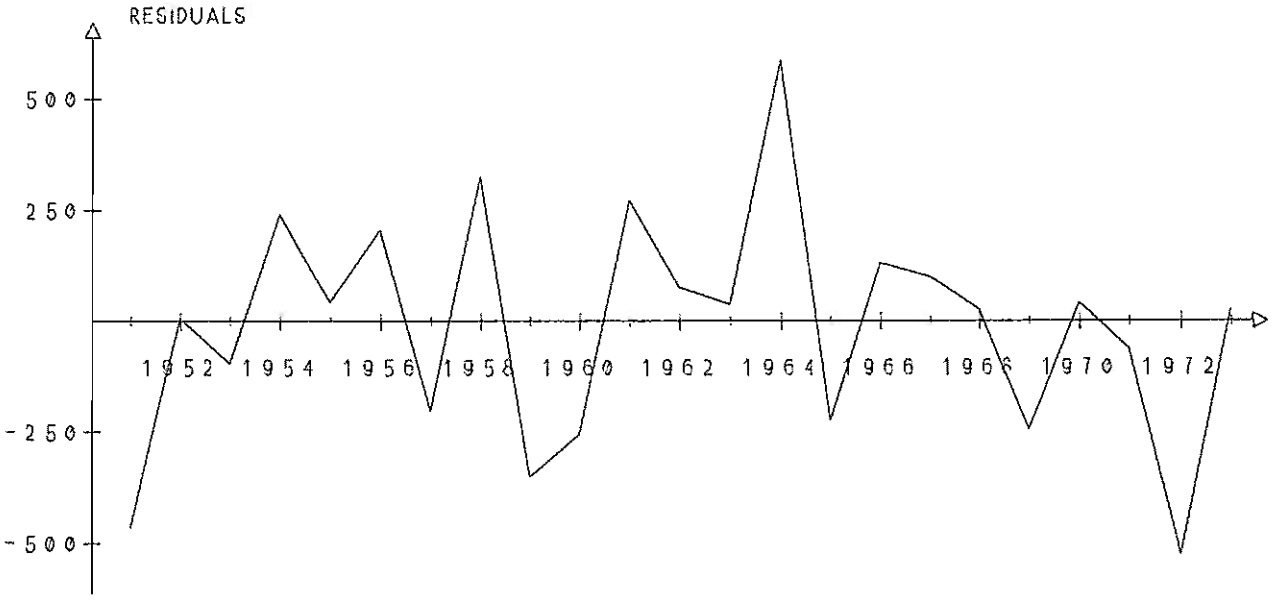
T $\quad DfCett = 32.74 + 0.03156D\{0.4\ Ydxhd + 0.4\ Ydxhd(-1) + 0.2\ Ydxhd(-2)\} - 2160.7\ Dbpct + 873.8\ Dbpc$
(21.2) (0.092) (424.2) (440.5)
"[illegible]" af [illegible] til [illegible] $DW = 2.2$; $s = 48.7$. $R^2 = 0$

ad: EV, 5 juin 7

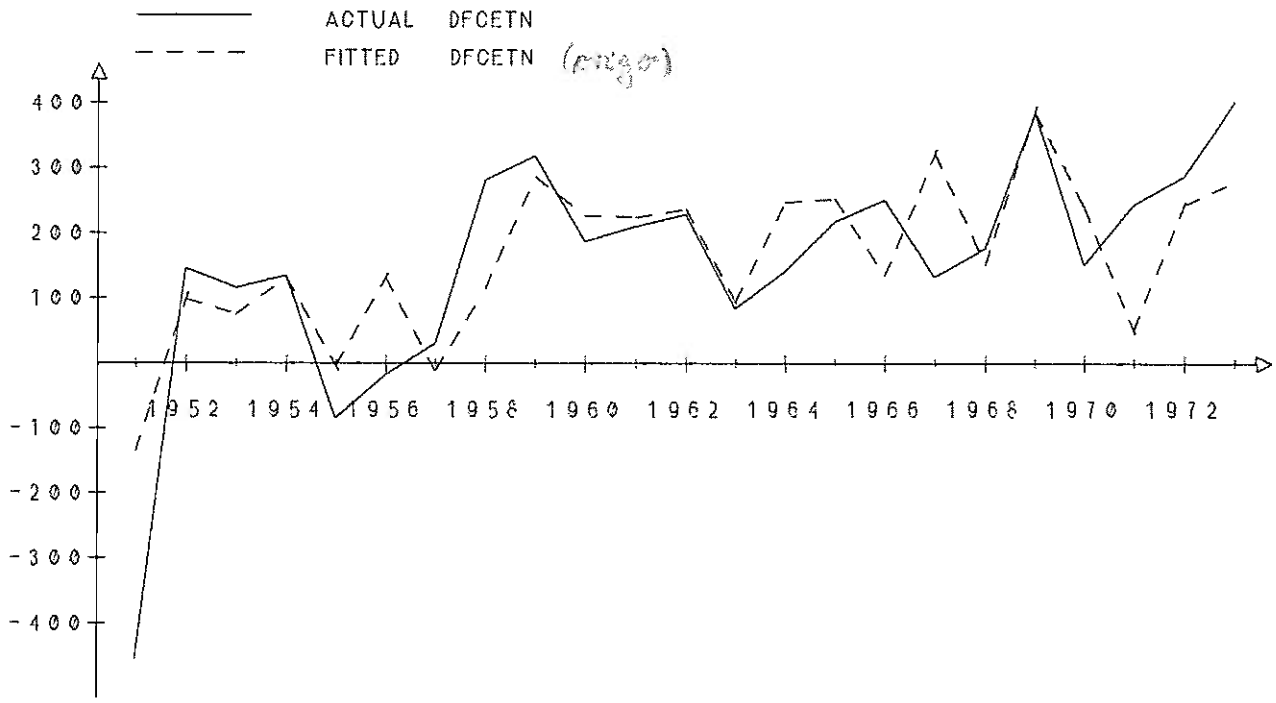
DFCETF-RELATION

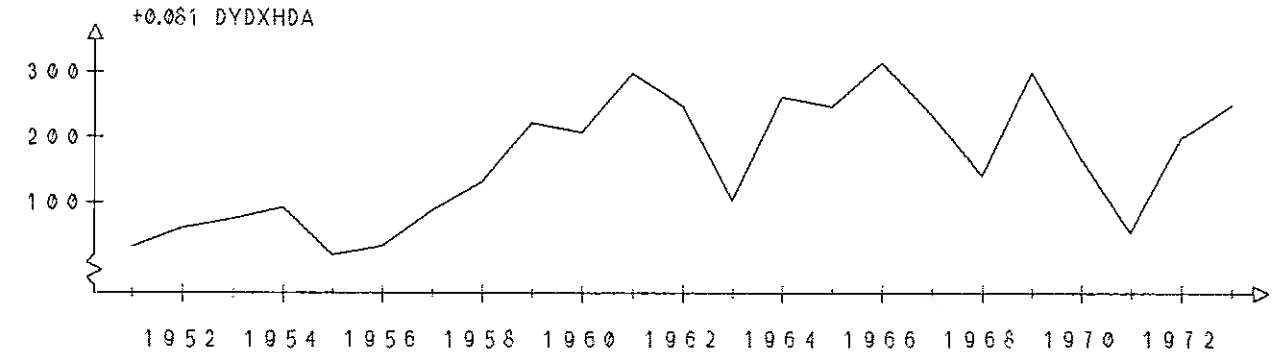


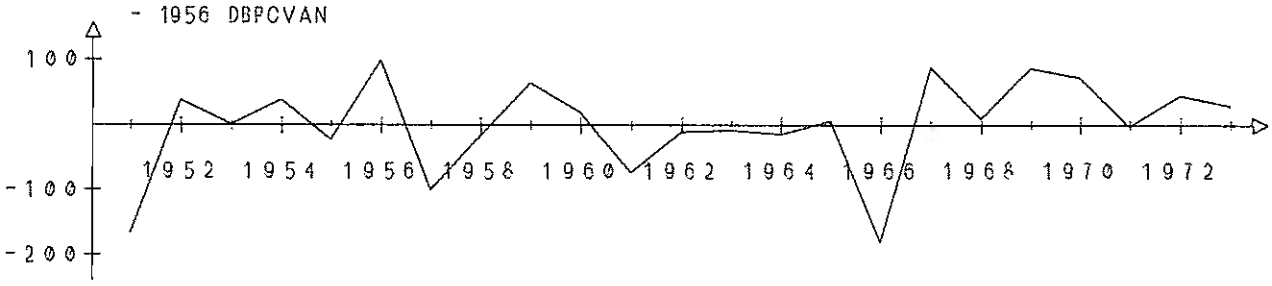


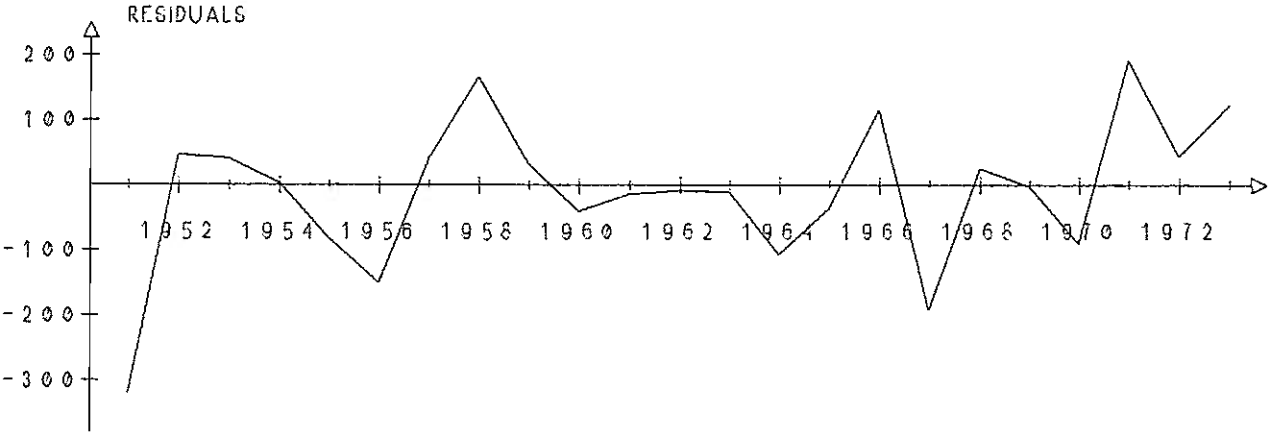


DFCETN-RELATION

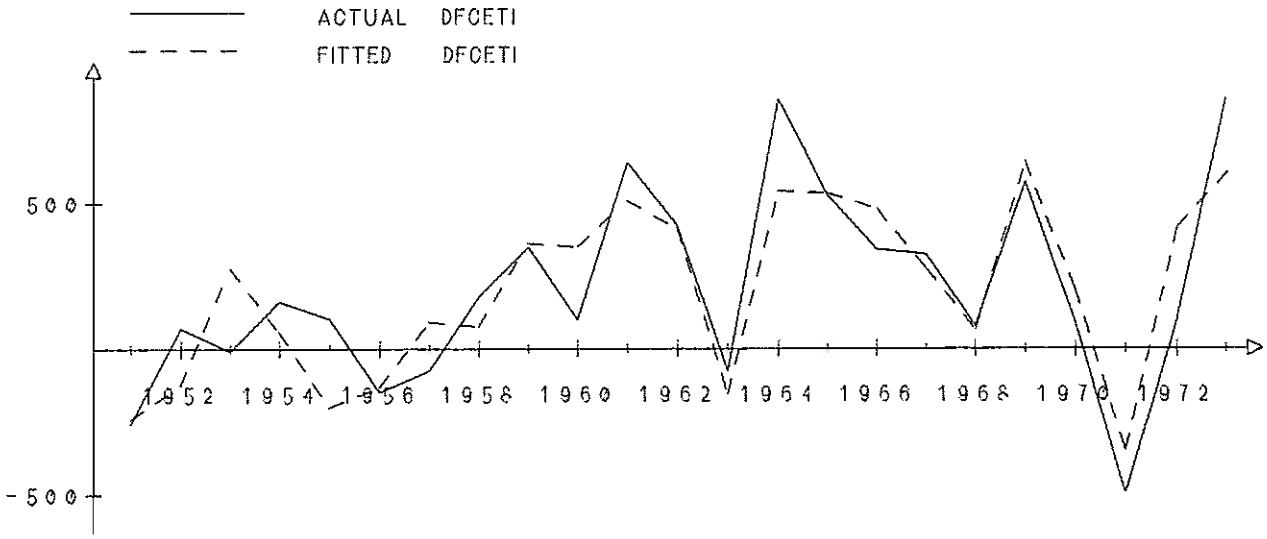


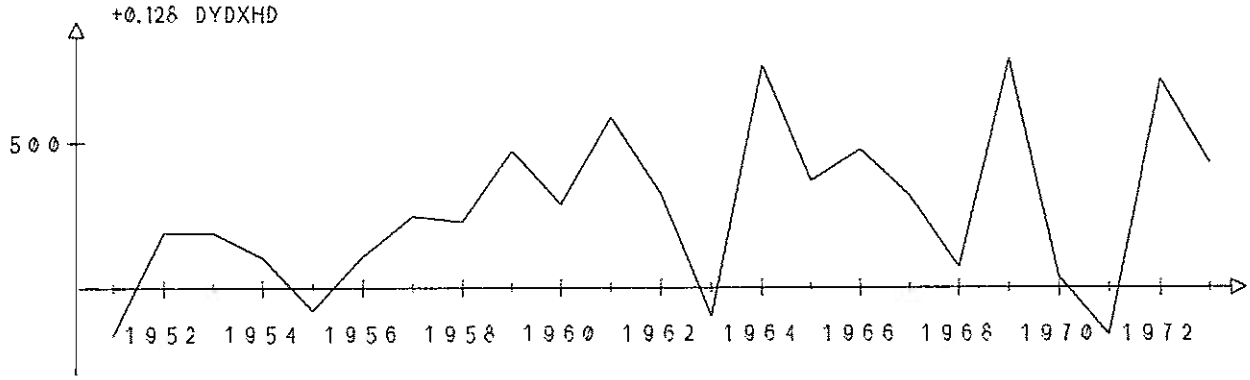


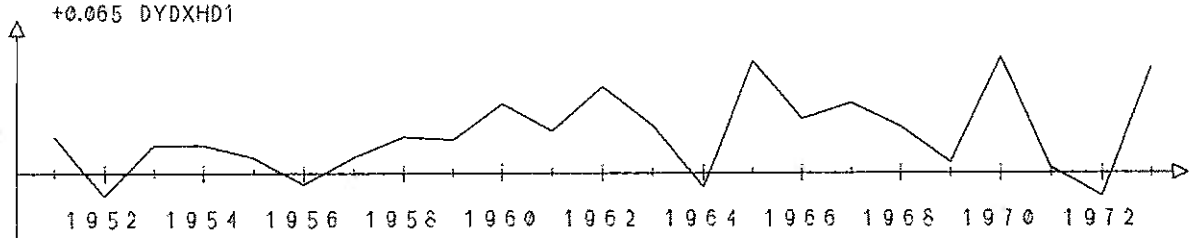


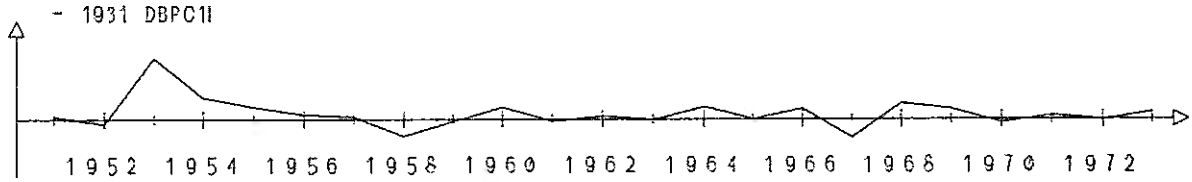


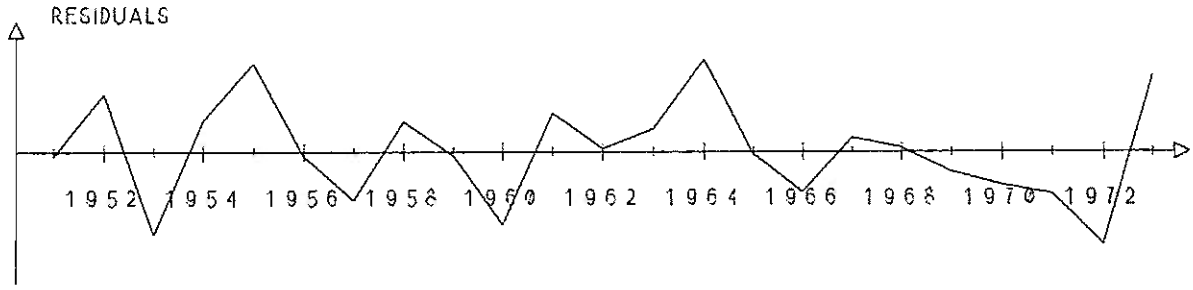
DFCETI-RELATION



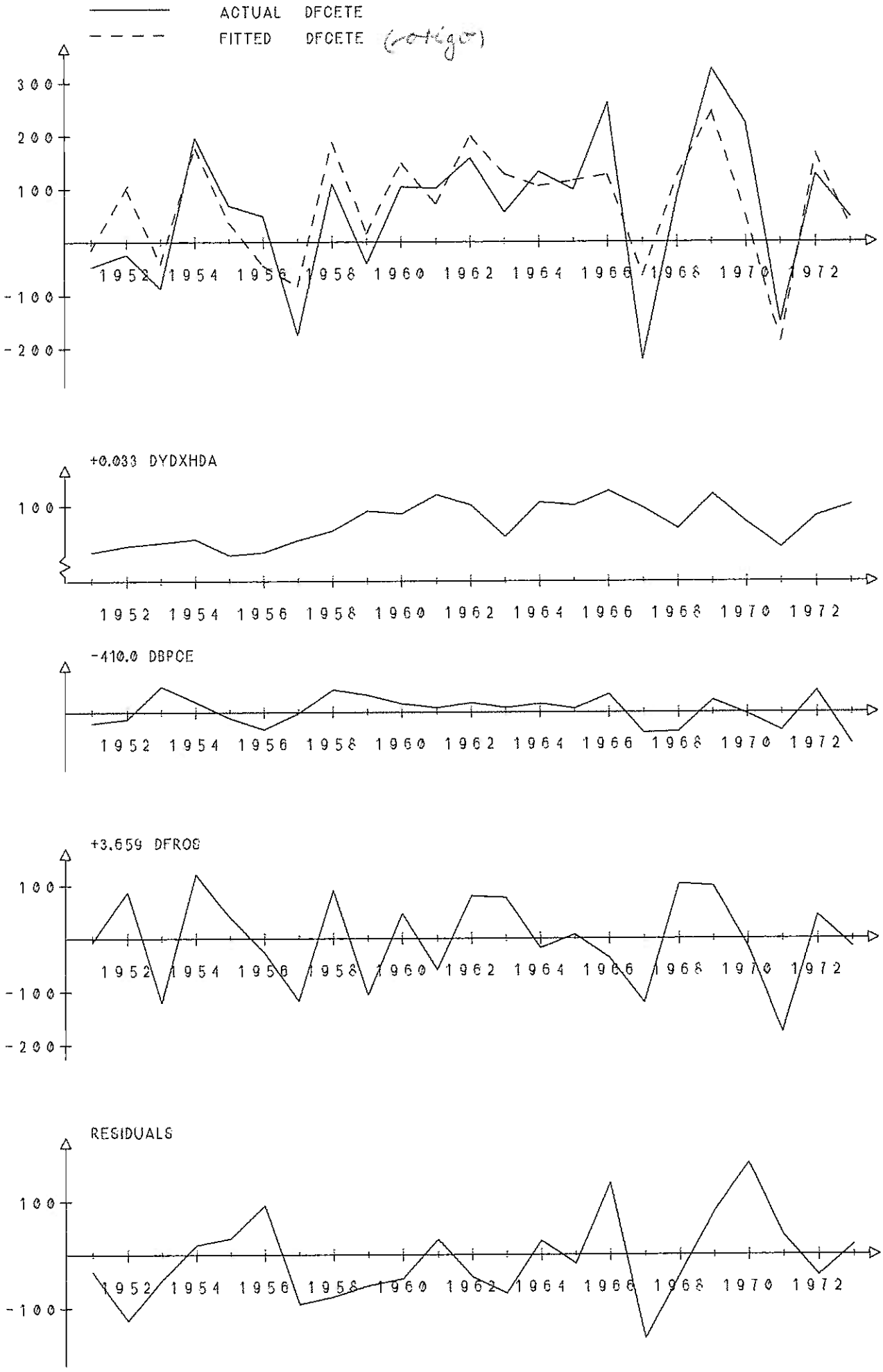




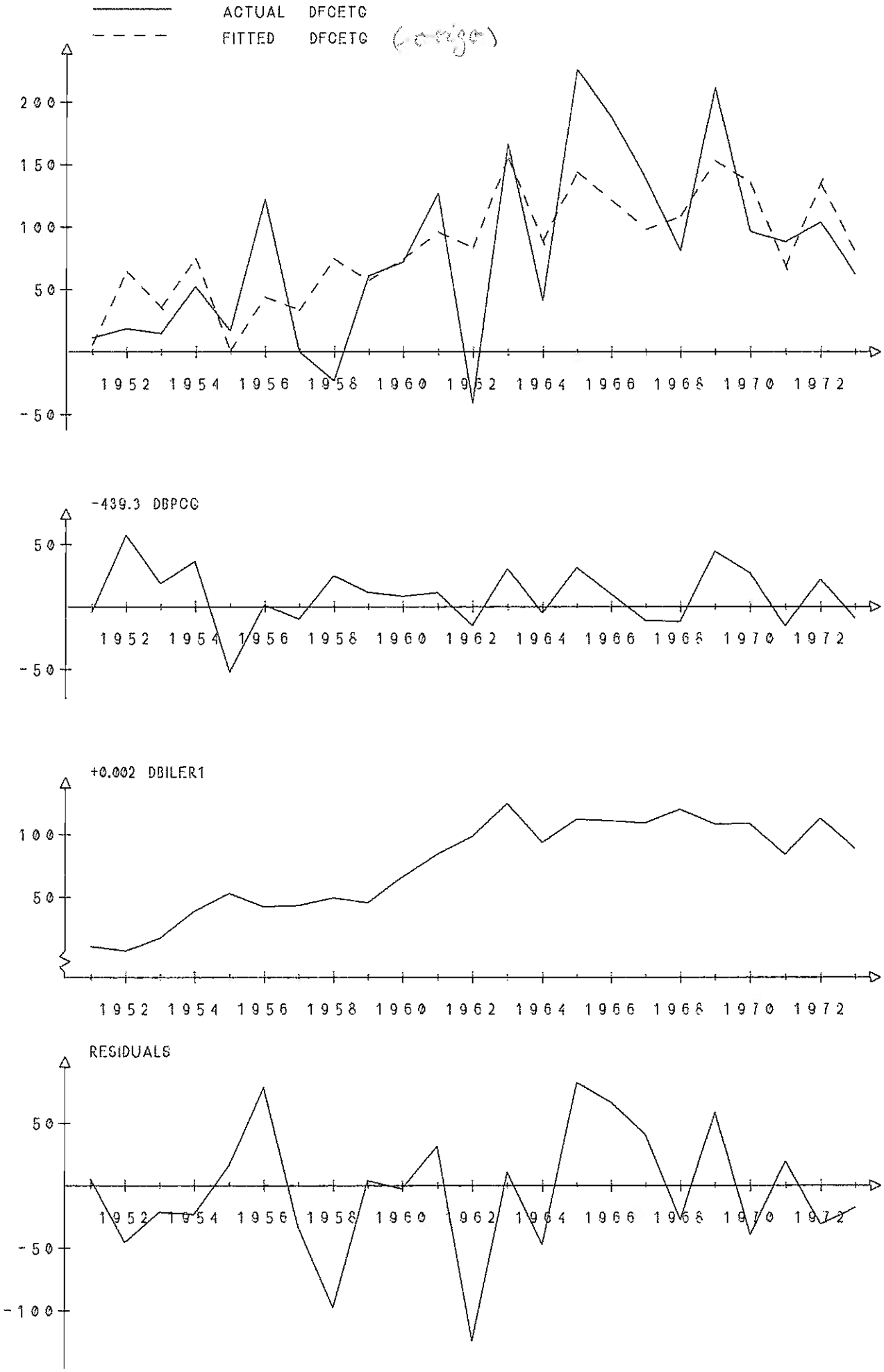




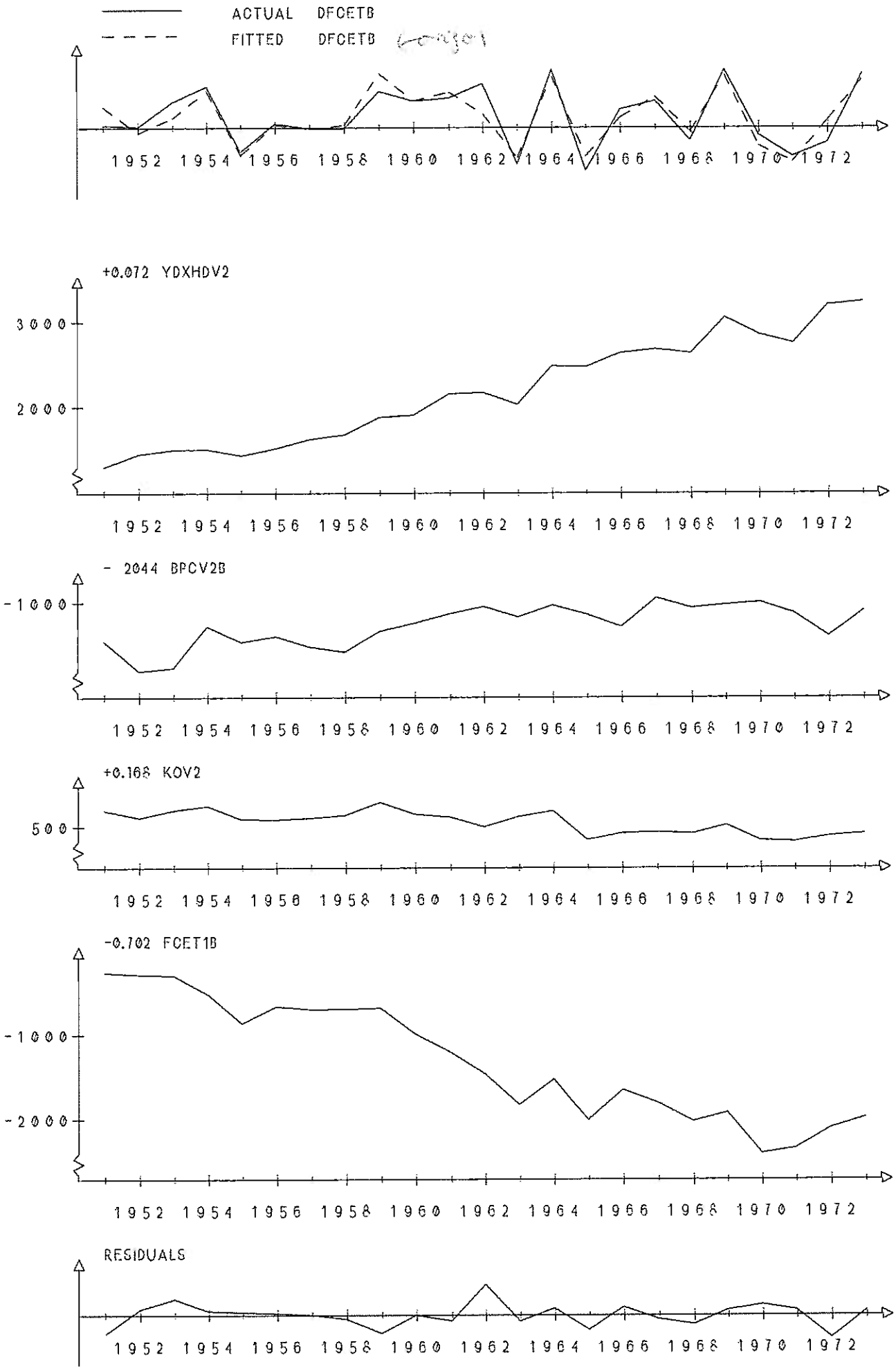
DFCETE-RELATION



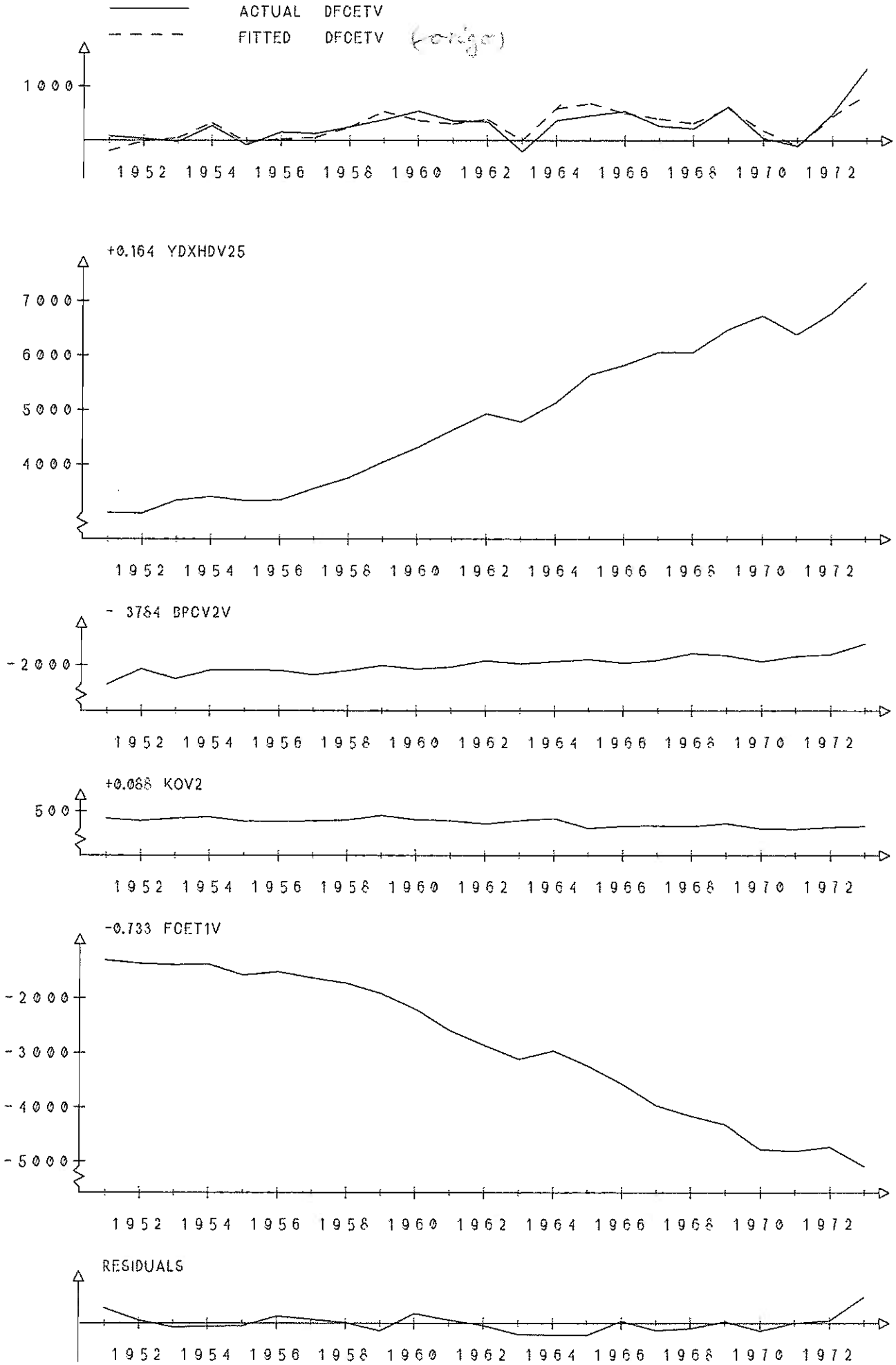
DFCETG-RELATION



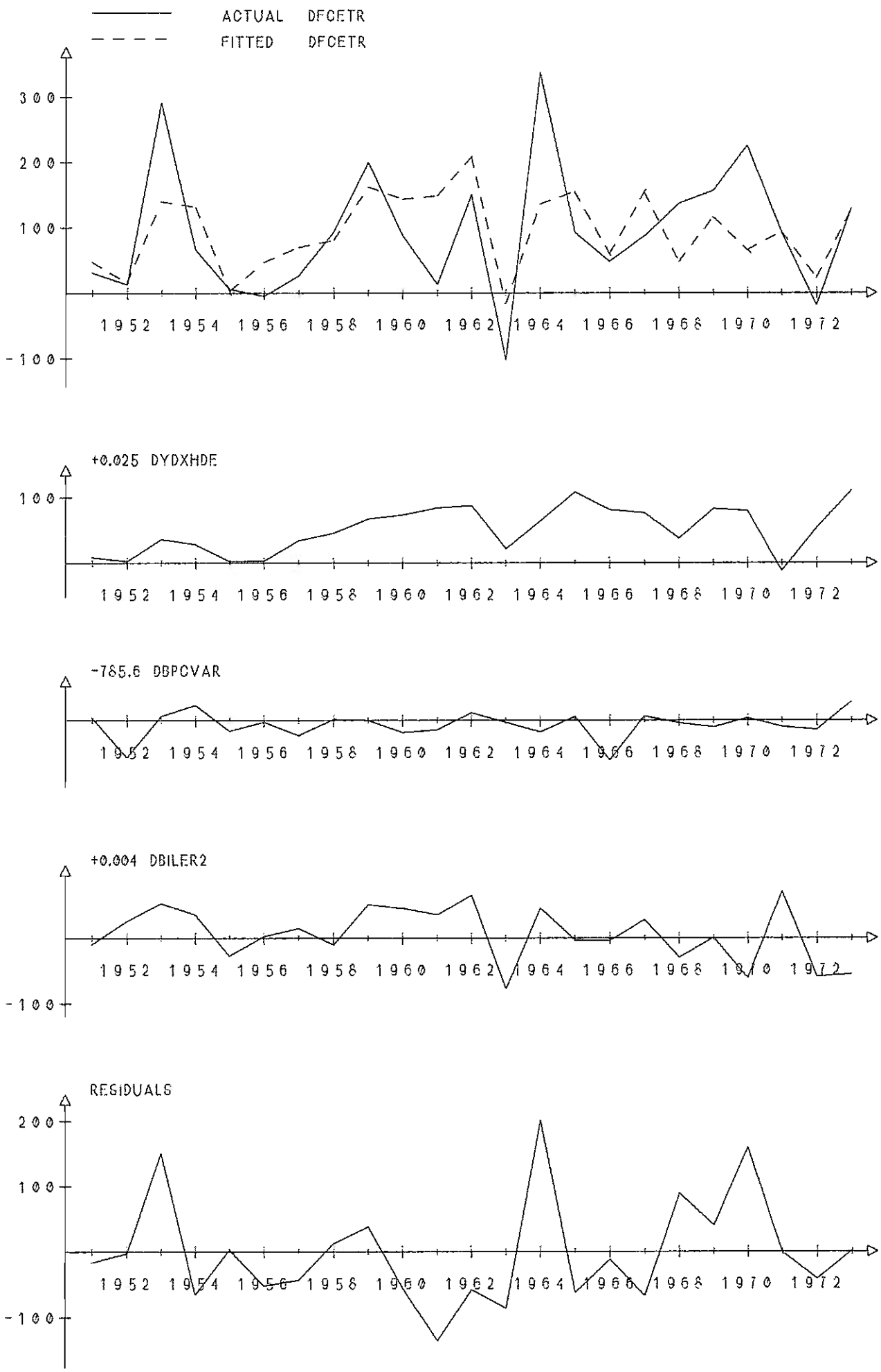
DFCETB-RELATION



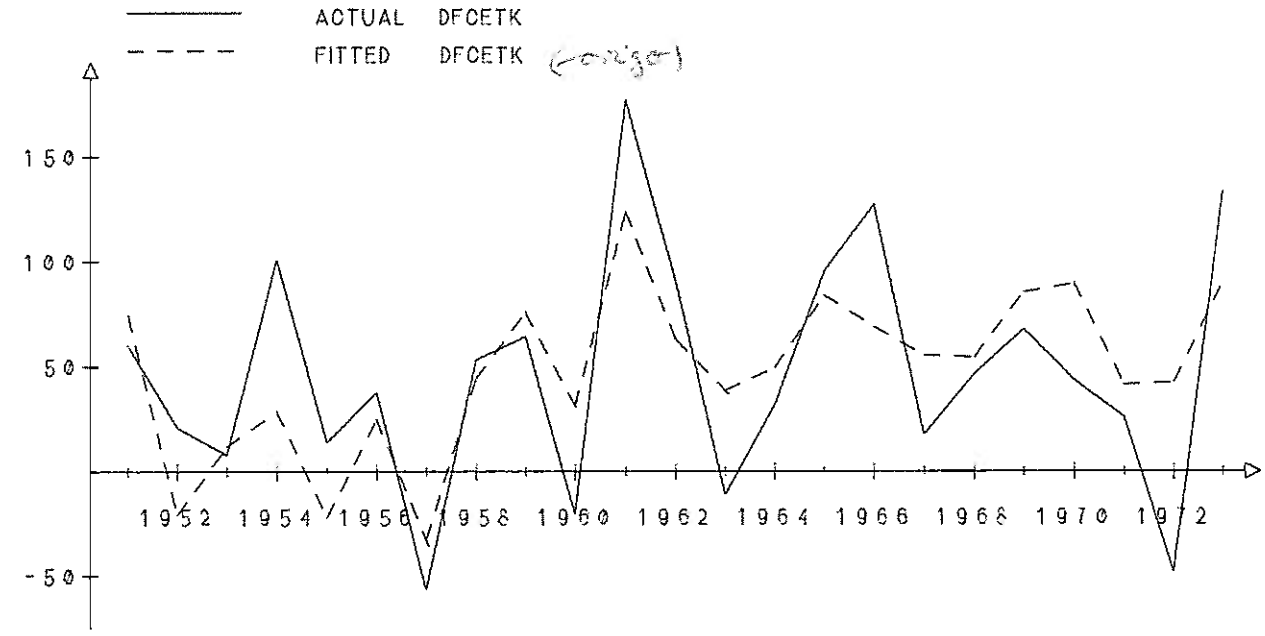
DFCETV-RELATION

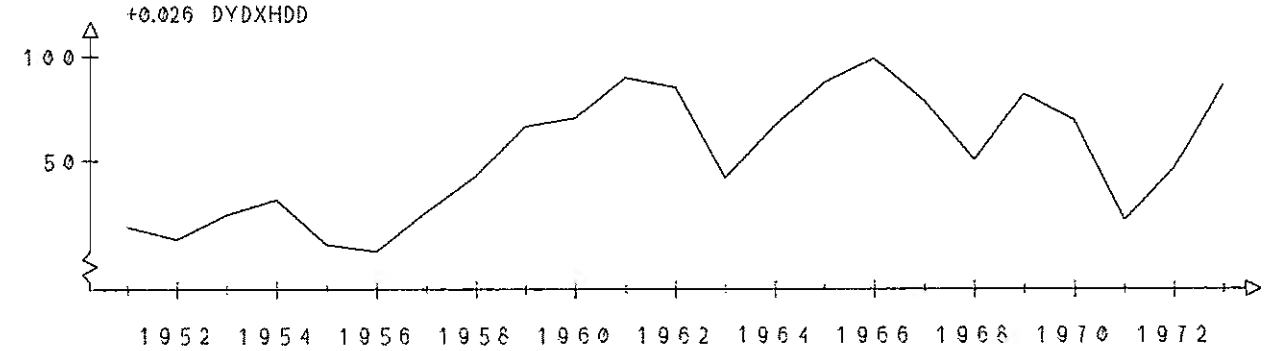


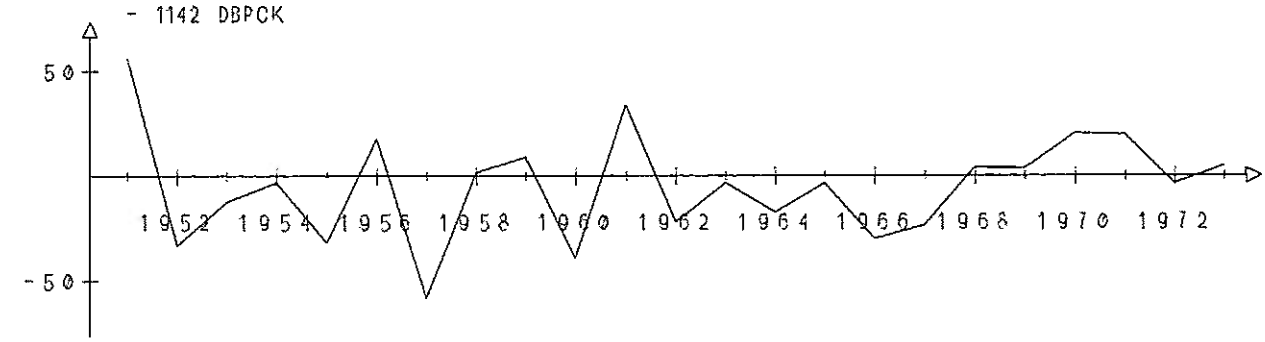
DFCETR-RELATION

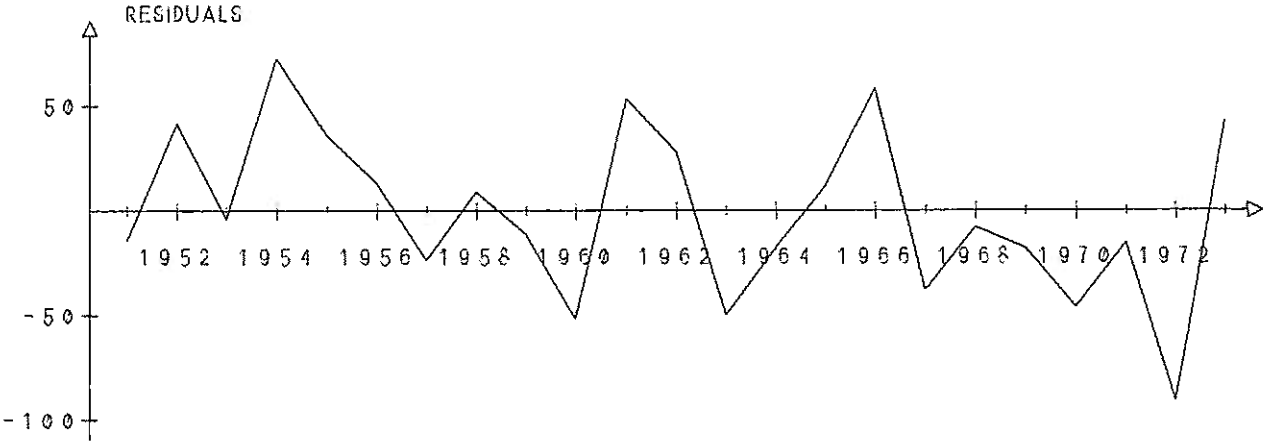


DFCETK-RELATION

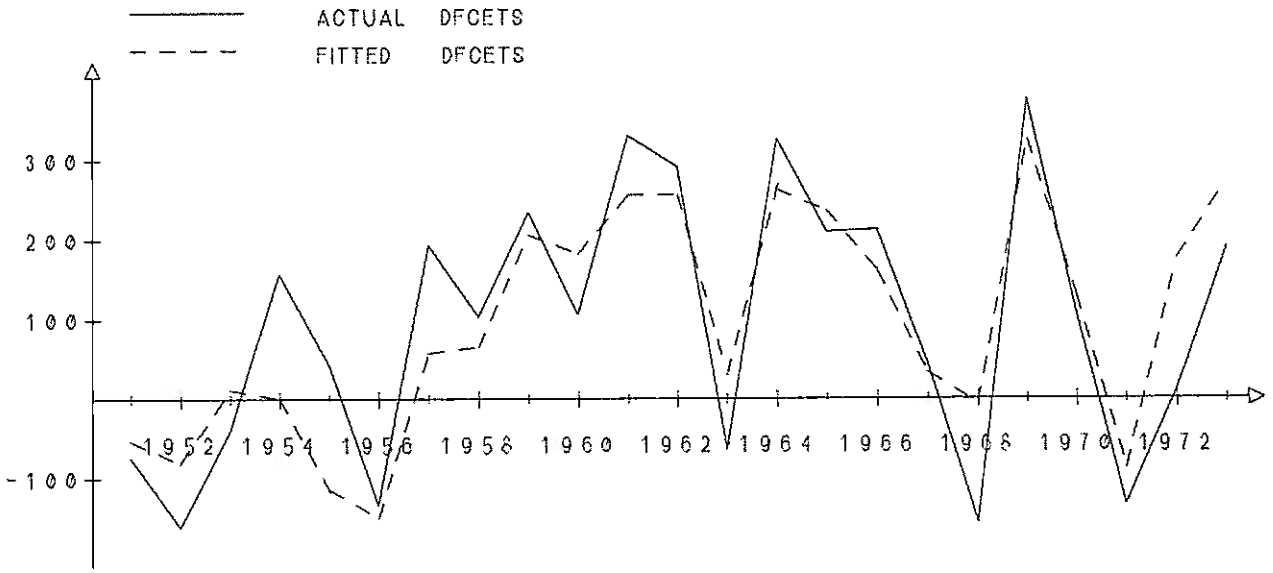


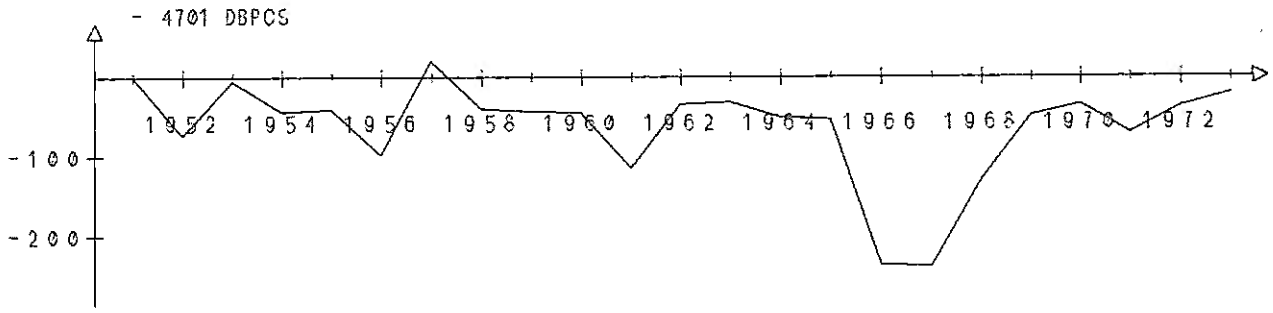


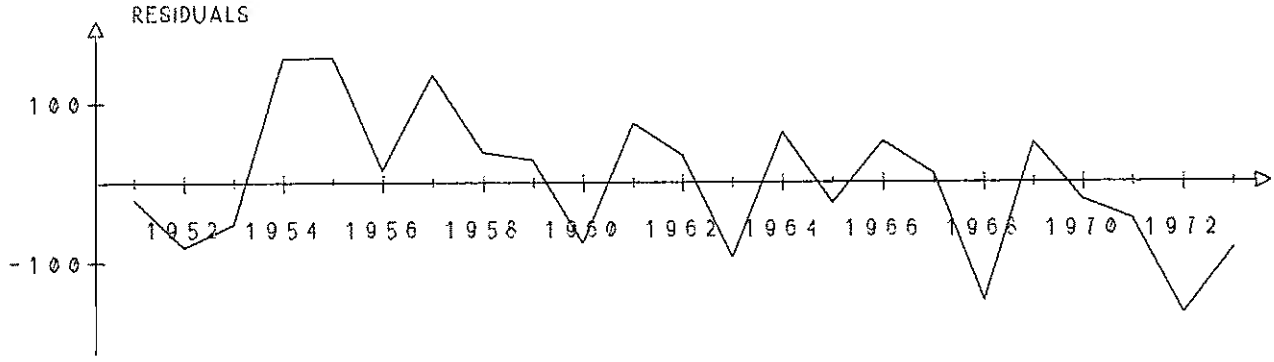




DFCETS-RELATION

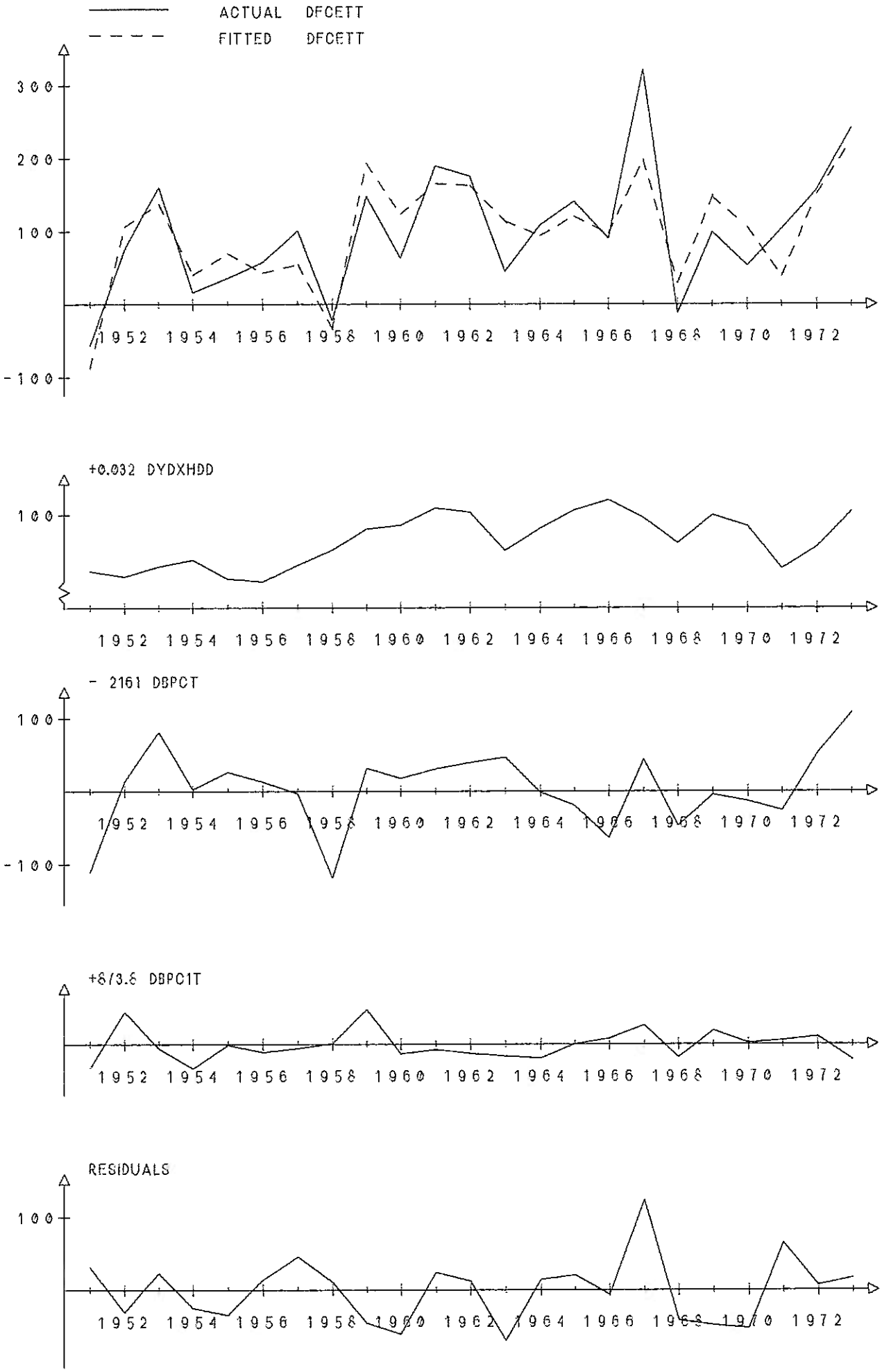






DFCETT-RELATION

11



Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/EV
14. maj 1979

Tilgang ekskl. afgifter til komponenter af det private konsum. Andele for årene 1966-1973.

I fortsættelse af EV,OC 01/05/79 bringes her de annoncerede tidsserier over andele af samlet tilgang ekskl. afgifter fra indenlandske produktionssektorer og import til privat forbrug samt beregninger af gennemsnit og spredning for samme koefficienter. Som bilag er vedlagt grafen over andelene for forbrug af olie og benzin til køretøjer i årets priser, eftersom denne var behæftet med fejl i EV,OC 01/05/79.

Nedenfor bringes endvidere til orientering en sammenligning af niveauet for gennemsnitsværdierne og spredningen på koefficienterne i henholdsvis årets (L) og 1970-priser(F).

		A	N	B	H	Q	O	M
F	m_L/m_F	1.003	1.013	-	-	0.997	-	0.941
	s_L/s_F	1.098	1.298	-	-	1.780	-	0.888
N	m_L/m_F	-	1.011	-	-	0.986	-	0.992
	s_L/s_F	-	0.563	-	-	1.108	-	0.771
I	m_L/m_F	1.030	0.990	-	-	1.004	-	1.009
	s_L/s_F	0.988	0.894	-	-	2.287	-	0.759
E	m_L/m_F	0.317	1.004	-	-	1.026	1.164	1.000
	s_L/s_F	0.217	0.582	-	-	0.781	1.108	0.676
G	m_L/m_F	-	0.964	-	-	0.990	1.050	1.047
	s_L/s_F	-	1.190	-	-	0.862	1.043	1.297
B	m_L/m_F	-	0.981	-	-	1.022	-	0.990
	s_L/s_F	-	1.016	-	-	1.642	-	1.003
V	m_L/m_F	1.052	1.015	-	-	0.969	-	1.029
	s_L/s_F	1.244	1.286	-	-	1.413	-	0.702
R	m_L/m_F	-	1.028	-	-	0.996	-	1.030
	s_L/s_F	-	1.366	-	-	1.561	-	1.021
H	m_L/m_F	-	-	-	1.000	-	1.000	-
	s_L/s_F	-	-	-	1.051	-	1.051	-
K	m_L/m_F	-	-	-	-	1.000	-	0.961
	s_L/s_F	-	-	-	-	0.957	-	0.957
S	m_L/m_F	0.996	0.968	-	-	0.998	1.017	1.016
	s_L/s_F	0.952	0.858	-	-	1.290	1.251	1.291

		A	N	B	H	Q	O	M
F	m_L/m_F	1.003	1.013	-	-	0.997	-	0.941
	s_L/s_F	1.098	1.298	-	-	1.780	-	0.888
N	m_L/m_F	-	1.011	-	-	0.986	-	0.992
	s_L/s_F	-	0.563	-	-	1.108	-	0.771
I	m_L/m_F	1.030	0.990	-	-	1.004	-	1.009
	s_L/s_F	0.988	0.894	-	-	2.287	-	0.759
E	m_L/m_F	0.317	1.004	-	-	1.026	1.164	1.000
	s_L/s_F	0.217	0.582	-	-	0.781	1.108	0.676
G	m_L/m_F	-	0.964	-	-	0.990	1.050	1.047
	s_L/s_F	-	1.190	-	-	0.862	1.043	1.297
B	m_L/m_F	-	0.981	-	-	1.022	-	0.990
	s_L/s_F	-	1.016	-	-	1.642	-	1.003
V	m_L/m_F	1.052	1.015	-	-	0.969	-	1.029
	s_L/s_F	1.244	1.286	-	-	1.413	-	0.702
R	m_L/m_F	-	1.028	-	-	0.996	-	1.030
	s_L/s_F	-	1.366	-	-	1.561	-	1.021
H	m_L/m_F	-	-	-	1.000	-	1.000	-
	s_L/s_F	-	-	-	1.051	-	1.051	-
K	m_L/m_F	-	-	-	-	1.000	-	0.961
	s_L/s_F	-	-	-	-	0.957	-	0.957
S	m_L/m_F	0.996	0.968	-	-	0.998	1.017	1.016
	s_L/s_F	0.952	0.858	-	-	1.290	1.251	1.291

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/EV
14. maj 1979

Tilgang ekskl. afgifter til komponenter af det private konsum. Andele for årene 1966-1973.

I fortsættelse af EV,OC 01/05/79 bringes her de annoncerede tidsserier over andele af samlet tilgang ekskl. afgifter fra indenlandske produktionssektorer og import til privat forbrug samt beregninger af gennemsnit og spredning for samme koefficienter. Som bilag er vedlagt grafen over andelene for forbrug af olie og benzin til køretøjer i årets priser, eftersom denne var behæftet med fejl i EV,OC 01/05/79.

Nedenfor bringes endvidere til orientering en sammenligning af niveauet for gennemsnitsværdierne og spredningen på koefficienterne i henholdsvis årets (L) og 1970-priser(F).

		A	N	B	H	Q	O	M
F	m_L/m_F	1.003	1.013	-	-	0.997	-	0.941
	s_L/s_F	1.098	1.298	-	-	1.780	-	0.888
N	m_L/m_F	-	1.011	-	-	0.986	-	0.992
	s_L/s_F	-	0.563	-	-	1.108	-	0.771
I	m_L/m_F	1.030	0.990	-	-	1.004	-	1.009
	s_L/s_F	0.988	0.894	-	-	2.287	-	0.759
E	m_L/m_F	0.317	1.004	-	-	1.026	1.164	1.000
	s_L/s_F	0.217	0.582	-	-	0.781	1.108	0.676
G	m_L/m_F	-	0.964	-	-	0.990	1.050	1.047
	s_L/s_F	-	1.190	-	-	0.862	1.043	1.297
B	m_L/m_F	-	0.981	-	-	1.022	-	0.990
	s_L/s_F	-	1.016	-	-	1.642	-	1.003
V	m_L/m_F	1.052	1.015	-	-	0.969	-	1.029
	s_L/s_F	1.244	1.286	-	-	1.413	-	0.702
R	m_L/m_F	-	1.028	-	-	0.996	-	1.030
	s_L/s_F	-	1.366	-	-	1.561	-	1.021
H	m_L/m_F	-	-	-	1.000	-	1.000	-
	s_L/s_F	-	-	-	1.051	-	1.051	-
K	m_L/m_F	-	-	-	-	1.000	-	0.961
	s_L/s_F	-	-	-	-	0.957	-	0.957
S	m_L/m_F	0.996	0.968	-	-	0.998	1.017	1.016
	s_L/s_F	0.952	0.858	-	-	1.290	1.251	1.291

Forbrug af fødevarer, årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.080584	.538574	.000000	.000000	.279563	.000000	.101279
1967	.072435	.546291	.000000	.000000	.285785	.000000	.095489
1968	.070274	.545658	.000000	.000000	.287714	.000000	.096354
1969	.064207	.551992	.000000	.000000	.288594	.000000	.095207
1970	.056322	.541744	.000000	.000000	.295828	.000000	.106108
1971	.050701	.538413	.000000	.000000	.306408	.000000	.104478
1972	.051234	.534658	.000000	.000000	.314427	.000000	.099680
1973	.052465	.541621	.000000	.000000	.311662	.000000	.094253
m	.062278	.542369	-	-	.296248	-	.099106
s	.011299	.005468	-	-	.013042	-	.004509

Forbrug af fødevarer: faste priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.077023	.534868	.000000	.000000	.283081	.000000	.105028
1967	.074053	.532646	.000000	.000000	.292432	.000000	.100868
1968	.070064	.533363	.000000	.000000	.296902	.000000	.099669
1969	.061546	.541505	.000000	.000000	.297067	.000000	.099885
1970	.056322	.541744	.000000	.000000	.295828	.000000	.106108
1971	.053746	.530976	.000000	.000000	.306802	.000000	.108476
1972	.051719	.536705	.000000	.000000	.303201	.000000	.103375
1973	.052030	.531727	.000000	.000000	.302028	.000000	.114215
m	.062063	.535442	-	-	.297168	-	.105328
s	.010293	.004214	-	-	.007325	-	.005077

Forbrug af nydelsesmidler, årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.004425	.550962	.000000	.000000	.368150	.000000	.076463
1967	.000000	.545116	.000000	.000000	.370176	.000000	.084710
1968	.000000	.545504	.000000	.000000	.370688	.000000	.083808
1969	.000000	.547157	.000000	.000000	.370591	.000000	.082255
1970	.000000	.523985	.000000	.000000	.388284	.000000	.087728
1971	.000000	.534997	.000000	.000000	.386411	.000000	.078592
1972	.000000	.542942	.000000	.000000	.392026	.000000	.065029
1973	.000000	.518923	.000000	.000000	.378853	.000000	.102224
m	(-)	.538698	-	-	.378147	-	.082601
s	(-)	.011642	-	-	.009565	-	.010555

Forbrug af nydelsesmidler, 1970-priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.004151	.548409	.000000	.000000	.377719	.000000	.069724
1967	.000000	.543079	.000000	.000000	.373765	.000000	.083157
1968	.000000	.538415	.000000	.000000	.380594	.000000	.080991
1969	.000000	.543700	.000000	.000000	.376493	.000000	.079804
1970	.000000	.523985	.000000	.000000	.388284	.000000	.087728
1971	.000000	.534075	.000000	.000000	.386955	.000000	.078970
1972	.000000	.544857	.000000	.000000	.383285	.000000	.071858
1973	.000000	.485187	.000000	.000000	.400858	.000000	.113955
m	(-)	.532713	-	-	.383494	-	.083273
s	(-)	.020672	-	-	.008635	-	.013685

Forbrug af øvrige ikke-varige varer, årets priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.032102	.446499	.000000	.000000	.354486	.000000	.166914
1967	.034243	.430136	.000000	.000000	.356392	.000000	.179227
1968	.030939	.419544	.000000	.000000	.357281	.000000	.192235
1969	.029807	.409716	.000000	.000000	.354741	.000000	.205736
1970	.027620	.388915	.000000	.000000	.364600	.000000	.218865
1971	.026849	.391806	.000000	.000000	.369618	.000000	.212726
1972	.026127	.393048	.000000	.000000	.370870	.000000	.209955
1973	.024131	.374991	.000000	.000000	.377161	.000000	.223716
m	.028977	.406832	-	-	.363019	-	.201172
s	.003381	.024015	-	-	.008566	-	.019956

Forbrug af øvrige ikke-varige varer, 1970-priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.030527	.457011	.000000	.000000	.356586	.000000	.155875
1967	.033728	.436694	.000000	.000000	.358462	.000000	.171119
1968	.030791	.421280	.000000	.000000	.360616	.000000	.187314
1969	.028244	.407810	.000000	.000000	.362040	.000000	.201905
1970	.027620	.388915	.000000	.000000	.364600	.000000	.218865
1971	.026038	.397705	.000000	.000000	.360250	.000000	.216008
1972	.024497	.403465	.000000	.000000	.362441	.000000	.209598
1973	.023657	.373150	.000000	.000000	.368717	.000000	.274477
m	.028138	.410754	-	-	.361714	-	.199395
s	.003423	.026850	-	-	.003746	-	.026283

Forbrug af brændsel m.v., årets priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.009963	.496751	.000000	.000000	.258686	.000000	.234601
1967	.009349	.587436	.000000	.000000	.227964	.000024	.175227
1968	.001623	.586022	.000000	.000000	.227333	.000039	.184983
1969	.001965	.594144	.000000	.000000	.224649	.000000	.179243
1970	.001500	.594722	.000000	.000000	.232043	.000702	.171032
1971	.002404	.613364	.000000	.000000	.211405	.000303	.172525
1972	.001197	.634956	.000000	.000000	.188112	.000127	.175607
1973	.001173	.561708	.000000	.000000	.224318	.000561	.212240
m	.003647	.583638	-	-	.224314	.000220	.188182
s	.003734	.041059	-	-	.019788	.000276	.022956

Forbrug af brændsel m.v., 1970-priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.038413	.447597	.000000	.000000	.257746	.000000	.256243
1967	.040134	.519625	.000000	.000000	.227674	.000025	.212540
1968	.005187	.560814	.000000	.000000	.231815	.000042	.202142
1969	.002939	.591368	.000000	.000000	.226944	.000000	.178748
1970	.001500	.594722	.000000	.000000	.232043	.000702	.171032
1971	.002567	.645322	.000000	.000000	.199508	.000251	.152351
1972	.000586	.647211	.000000	.000000	.181557	.000107	.170441
1973	.000860	.644496	.000000	.000000	.191810	.000386	.162447
m	.011523	.581407	-	-	.218637	.000189	.188243
s	.017194	.070540	-	-	.025338	.000249	.033942

Forbrug af benzin og olie (til køretøjer), årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.120842	.000000	.000000	.577503	.000000	.301654
1967	.000000	.180869	.000000	.000000	.572430	.000052	.246649
1968	.000000	.166349	.000000	.000000	.580014	.000072	.253567
1969	.000000	.185158	.000000	.000000	.564592	.000000	.250250
1970	.000000	.170960	.000000	.000000	.600627	.001111	.227305
1971	.000000	.172620	.000000	.000000	.582082	.000457	.244842
1972	.000000	.153117	.000000	.000000	.578133	.000201	.268545
1973	.000000	.145754	.000000	.000000	.567836	.000784	.285626
m	-	.161959	-	-	.577902	.000335	.259805
s	-	.021183	-	-	.010000	.000416	.024136

Forbrug af benzin og olie (til køretøjer), 1970-priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.135334	.000000	.000000	.589076	.000000	.275587
1967	.000000	.182196	.000000	.000000	.578366	.000062	.239376
1968	.000000	.171306	.000000	.000000	.593958	.000084	.234749
1969	.000000	.191629	.000000	.000000	.565959	.000000	.242355
1970	.000000	.170960	.000000	.000000	.600627	.001111	.227305
1971	.000000	.179061	.000000	.000000	.586823	.000427	.233685
1972	.000000	.156166	.000000	.000000	.570658	.000184	.272992
1973	.000000	.157764	.000000	.000000	.582398	.000685	.259154
m	-	.168060	-	-	.583471	.000319	.248150
s	-	.017795	-	-	.011606	.000399	.018612

Anskaffelse af køretøjer, årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.140434	.000000	.000000	.353813	.000000	.505753
1967	.000000	.082844	.000000	.000000	.366588	.000000	.550568
1968	.000000	.089656	.000000	.000000	.347020	.000000	.563324
1969	.000000	.093558	.000000	.000000	.329221	.000000	.577221
1970	.000000	.081611	.000000	.000000	.335235	.000000	.583152
1971	.000000	.081638	.000000	.000000	.375566	.000000	.542796
1972	.000000	.066899	.000000	.000000	.404515	.000000	.528585
1973	.000000	.065417	.000000	.000000	.346809	.000000	.587774
m	-	.087757	-	-	.357346	-	.554897
s	-	.023439	-	-	.024356	-	.028589

Anskaffelse af køretøjer, 1970-priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.142191	.000000	.000000	.354055	.000000	.503755
1967	.000000	.084402	.000000	.000000	.364564	.000000	.551032
1968	.000000	.090552	.000000	.000000	.346531	.000000	.562917
1969	.000000	.094053	.000000	.000000	.331140	.000000	.574806
1970	.000000	.081611	.000000	.000000	.335235	.000000	.583152
1971	.000000	.082863	.000000	.000000	.369352	.000000	.547785
1972	.000000	.074472	.000000	.000000	.361676	.000000	.563549
1973	.000000	.065710	.000000	.000000	.335293	.000000	.598997
m	-	.089482	-	-	.349731	-	.560787
s	-	.023060	-	-	.014836	-	.028504

Forbrug af øvrige varige varer: løbende priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000609	.378016	.000000	.000000	.380266	.000000	.241110
1967	.000569	.361643	.000000	.000000	.390529	.000000	.247258
1968	.000462	.357740	.000000	.000000	.384960	.000000	.256938
1969	.000701	.345145	.000000	.000000	.382121	.000000	.272030
1970	.000581	.320422	.000000	.000000	.402110	.000000	.276887
1971	.000394	.310953	.000000	.000000	.407462	.000000	.281190
1972	.000598	.316100	.000000	.000000	.397335	.000000	.285966
1973	.000631	.309368	.000000	.000000	.395315	.000000	.294687
m	.000568	.337423	-	-	.392512	-	.269496
s	.000097	.026561	-	-	.009752	-	.019139

Forbrug af øvrige varige varer: 1970-priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000559	.364523	.000000	.000000	.413493	.000000	.221426
1967	.000547	.352786	.000000	.000000	.413508	.000000	.233157
1968	.000452	.346883	.000000	.000000	.409218	.000000	.243449
1969	.000663	.333283	.000000	.000000	.406242	.000000	.259812
1970	.000581	.320422	.000000	.000000	.402110	.000000	.276887
1971	.000416	.315217	.000000	.000000	.402395	.000000	.291970
1972	.000579	.322764	.000000	.000000	.397382	.000000	.279274
1973	.000520	.304139	.000000	.000000	.395185	.000000	.300157
m	.000540	.332502	-	-	.404942	-	.262017
s	.000078	.020661	-	-	.006901	-	.027260

Reparation af varige varer: årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.089031	.000000	.000000	.847838	.000000	.063131
1967	.000000	.082652	.000000	.000000	.844053	.000000	.073292
1968	.000000	.080900	.000000	.000000	.834218	.000000	.084881
1969	.000000	.072622	.000000	.000000	.851252	.000000	.076126
1970	.000000	.055238	.000000	.000000	.862188	.000003	.082570
1971	.000000	.049113	.000000	.000000	.878400	.000000	.072487
1972	.000000	.046933	.000000	.000000	.889513	.000000	.063553
1973	.000000	.044436	.000000	.000000	.891351	.000002	.064212
m	-	.065116	-	-	.862352	(-)	.072532
s	-	.018114	-	-	.021701	(-)	.008494

Reparation af varige varer: 1970-priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.080049	.000000	.000000	.863500	.000000	.056448
1967	.000000	.076015	.000000	.000000	.855502	.000000	.068482
1968	.000000	.075041	.000000	.000000	.847162	.000000	.077796
1969	.000000	.070164	.000000	.000000	.856576	.000000	.073260
1970	.000000	.055238	.000000	.000000	.862188	.000003	.082570
1971	.000000	.050466	.000000	.000000	.875824	.000000	.073711
1972	.000000	.052644	.000000	.000000	.884763	.000000	.062592
1973	.000000	.047156	.000000	.000000	.884182	.000002	.068660
m	-	.063347	-	-	.866212	(-)	.070440
s	-	.013261	-	-	.013905	(-)	.008318

Forbrug af bolig (husleje), årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.000000	.000000	.980480	.000000	.019520	.000000
1967	.000000	.000000	.000000	.980263	.000000	.019737	.000000
1968	.000000	.000000	.000000	.980006	.000000	.019994	.000000
1969	.000000	.000000	.000000	.979371	.000000	.020629	.000000
1970	.000000	.000000	.000000	.977643	.000000	.022357	.000000
1971	.000000	.000000	.000000	.978528	.000000	.021472	.000000
1972	.000000	.000000	.000000	.979707	.000000	.020293	.000000
1973	.000000	.000000	.000000	.981407	.000000	.018593	.000000
m	-	-	-	.979676	-	.020324	-
s	-	-	-	.001174	-	.001174	-

Forbrug af bolig (husleje), 1970-priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.000000	.000000	.980439	.000000	.019561	.000000
1967	.000000	.000000	.000000	.979982	.000000	.020018	.000000
1968	.000000	.000000	.000000	.980151	.000000	.019849	.000000
1969	.000000	.000000	.000000	.979452	.000000	.020548	.000000
1970	.000000	.000000	.000000	.977643	.000000	.022357	.000000
1971	.000000	.000000	.000000	.978709	.000000	.021291	.000000
1972	.000000	.000000	.000000	.979758	.000000	.020242	.000000
1973	.000000	.000000	.000000	.981321	.000000	.018679	.000000
m	-	-	-	.979682	-	.020318	-
s	-	-	-	.001117	-	.001117	-

Forbrug af kollektiv transport, m.v, årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.000000	.000000	.000000	.999918	.000000	.000082
1967	.000000	.000000	.000000	.000000	.999811	.000000	.000190
1968	.000000	.000000	.000000	.000000	.999917	.000000	.000083
1969	.000000	.000000	.000000	.000000	.999961	.000000	.000039
1970	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1971	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1972	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1973	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
m	-	-	-	-	.999951	-	.000049
s	-	-	-	-	.000067	-	.000067

Forbrug af kollektiv transport, m.v., 1970-priser:

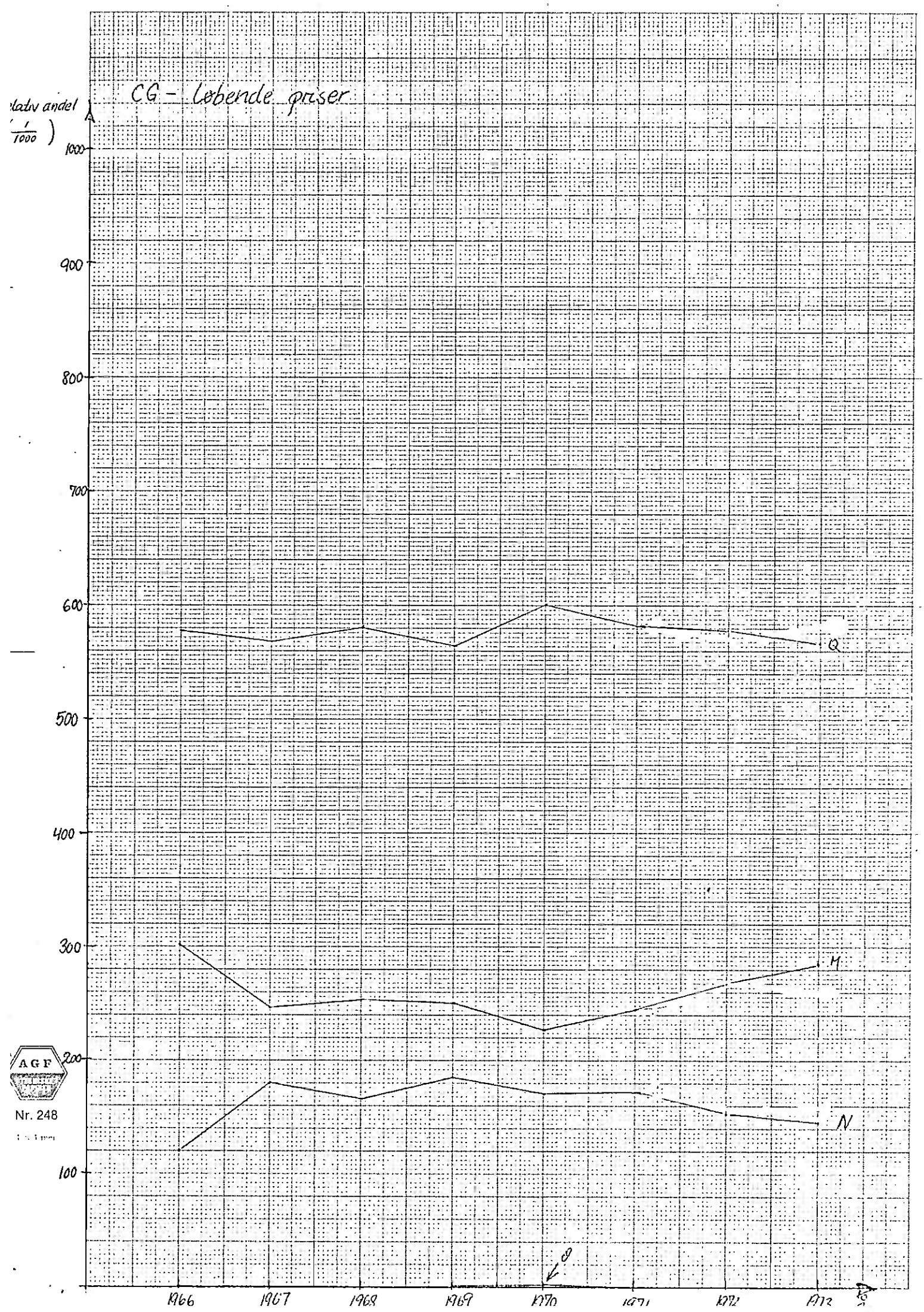
	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.000000	.000000	.000000	.999914	.000000	.000086
1967	.000000	.000000	.000000	.000000	.999803	.000000	.000197
1968	.000000	.000000	.000000	.000000	.999914	.000000	.000086
1969	.000000	.000000	.000000	.000000	.999960	.000000	.000040
1970	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1971	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1972	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1973	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
m	-	-	-	-	.999949	-	.000051
s	-	-	-	-	.000070	-	.000070

Forbrug af (øvrige) tjenester, årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.008222	.005302	.000000	.000000	.916244	.063636	.006595
1967	.005219	.004364	.000000	.000000	.910756	.070497	.009165
1968	.005250	.003494	.000000	.000000	.903479	.081341	.006437
1969	.004914	.003327	.000000	.000000	.896785	.089927	.005047
1970	.004500	.003157	.000000	.000000	.891633	.096505	.004205
1971	.005779	.003009	.000000	.000000	.875555	.111647	.004009
1972	.005250	.002910	.000000	.000000	.871619	.116687	.003533
1973	.004464	.002729	.000000	.000000	.870068	.118852	.003886
m	.005450	.003537	-	-	.892017	.093637	.005360
s	.001200	.000871	-	-	.017973	.021045	.001925

Forbrug af (øvrige) tjenester, 1970-priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.008395	.005697	.000000	.000000	.915575	.064405	.005926
1967	.005455	.004659	.000000	.000000	.906388	.075104	.008394
1968	.005274	.003607	.000000	.000000	.901250	.083843	.006028
1969	.004799	.003396	.000000	.000000	.896232	.090728	.004845
1970	.004500	.003157	.000000	.000000	.891633	.096505	.004205
1971	.005696	.002971	.000000	.000000	.881137	.105918	.004277
1972	.005162	.002915	.000000	.000000	.879288	.108854	.003780
1973	.004481	.002819	.000000	.000000	.876792	.111165	.004743
m	.005470	.003653	-	-	.893537	.092065	.005275
s	.001260	.001015	-	-	.013930	.016820	.001491


CG - Løbende priser
lativ andel
1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
M
N
8
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973

AGF
Nr. 248

Danmarkr Statistik
6. kontor
Modelgruppen

2. maj 1979
EV/EV

En række estimationer i niveau for det private forbrug.

Det følgende er et forsøg på ud af den detailrigdom som TSP muliggør at kaste et lys over niveauestimation i forbruget. Det følgende var oprindelig tænkt som elementer i fremlæggelsen af et - forhåbentlig - mere afklaret syn på de kommende forbrugsfunktioners ansigtstræk og form. En afdækning af forbrugernes opførsel specificeret i ændringer ventes snarest at foreligge.

Ved niveauestimation , hvis resultater nedenfor refereres, er det begrænset, hvor omfattende og pålidelig informationom specifikationernes fortræffelighed, der kan opnås. Dette skyldes formentlig den indbyrdes ganske kraftige korrelation mellem variablene som følge af den fælles stigende trend i de fleste serier. Korrelationsmatricer mellem de forklarende variable og teststørrelser som determinationskoefficienten er derfor ikke tillagt nogen nævneværdig værdi ved udvælgelsen blandt det ikke ubetydelige antal estimationer, der er foretaget.

Den lære synes imidlertid at kunne uddrages af nærværende materiale - selvom det ville have været rart at kunne sammenligne med resultaterne i niveau , hvilket kun kan gøres for estimationsperioden 1951-73 for de mest tilforladelige relationer, der allerede har set dagens lys, jv. EV, 21/03/79 - at på enkelte undtagelser nær giver estimation i niveau anledning til en gennemgående lavere residualspredning. Koefficienterne til indkomstudtrykkene er endvidere gennemgående lavere.

Det skal til de følgende sider bemærkes, at den nedenfor anførte afgrænsning af estimationsperioden 1951-81 er en pseudo-periode, idet der er tale om at årene 1966-73 indgår med dobbelt vægt i estimationen, disse 8 år er lagt i enden af perioden 1951-73.

Der er tilsyneladende heller ikke tale om et markant skift i parametrene hvis der skiftes estimationsperiode til denne dobbeltvægtede .

Estimationsperiode 1951-1973 og 1951-81. De variable udtrykt i niveau.

Forbrug af fødevarer, fCetf. (1951-1973)

Som tidligere volder denne komponent kvaler. Med både Ydxhd, Ydxhd(-1) og Ydxhd(-2) bliver kun Ydxhd(-1) signifikant. Blandt de sammenvejede variable bliver det de mest'flade' som YdxhdD, der giver det pæneste resultat. Derimod synes der ikke plads til noget lag i priserne; med bpcf og bpcf(-1) bliver bpcf negativ og signifikant, mens koefficienten til bpcf(-1) bliver kun svagt positiv:

/ 19.7 / fCetf = 13048.2 + 0.09951 YdxhdD - 6853.7 bpcf
(1663.9) (0.00445) (1912.1)

n = 1951-73 s = 253.8 R^2 = .9648 DW = 1.07

Relationen er imidlertid præget af autokorrelation. Forsøges med følgende specifikation, hvori også den laggede afhængige variabel indgår, fås:

/ 32.2 / fCetf = 9010.3 + 0.05714 YdxhdD - 5249.1 bpcf + 0.3782 fCetf(-1)
(2775.) (0.0186) (2030.8) (0.2135)

n = 1951-73 s = 241.2 R^2 = .9698 DW = 1.72

og autokorrelationen bliver mindre udpræget. En CORC-estimation af / 19.7 / giver også indtryk af en vis serieforbinding af residualerne, idet der estimeres en værdi af ρ på 0.50 med en t-værdi på 2.67 .

For om muligt at forbedre på relationen er der taget et andet udgangspunkt. Fra Årbogen og Stat. 10-års O. er hentet oplysninger om Danmarks befolkning, Bef, pr 1/1 og følgende variable er dernæst defineret:

fCetbef = fCetf/Bef
og Ydxhdbf = Ydxhd/Bef

Der er dernæst lavet følgende regression:

/ 31.37 / fCetbef = 0.002789 + 0.06006 Ydxhdbef - 0.001096 bpcf
(0.00037) (0.005406) (0.000429)

n = 1951-73 s = 0.00005862 R^2 = 0.88 DW = 1.03

Residualerne er ikke pæne. Et lag i prisen forbedrer ikke relationen. Yderligere eksperimentering er ikke foretaget.

/ 32.2 / synes således at skulle være den indtil videre'pæneste'.

(1951-81):

Tages Ydxhd sammen med bpcf og bpcf(-1) foruden et konstantled, bliver bpcf(-1) kun svagt positiv. Relationen forbedres - målt ved residualspredningen - ved at gøre lagget i indkomstudtrykket længere. Til gengæld skifter bpcf(-1) nu fortegn og mister enhver signifikans. De sammenvejede variable viser sig mest hæderlige:

/ 26.69 / fCetf = 14183. + 0.09121 YdxhdD - 8127.bpcf
(1381) (0.0039) (1606.8)

n = 1951-81 s = 251.1 R^2 = 0.9646 DW = 1.15

Konstantleddet ses at være signifikant som før, og igen er der tegn på autokorrelation. Mere end en ikke-sammenvejet indkomstvariablel bliver ikke signifikant og Ydxhd(-1) har igen af disse den bedste forklaringsevne. Priserne bør indgå med kort lag.

Prøves med den laggede værdi af regressanden fås:

/ 32.5 / fCetf = 9301.9 + 0.05516 YdxhdD - 5782.5 bpcf + 0.4072 fCetf(-1)
(2617) (0.172) (1867) (.1895)

n = 1951-81 s = 236.0 R^2 = 0.970 DW = 1.74

Residualmønstret bliver pænere, idet "klumperne" med samme fortegn skrumper ind.

Prøves igen med de med befolkningen normerede variable fås:

/ 31.39 / fCetf/Bef = 0.003018 + 0.06293 Ydxhd/Bef - 0.001438 bpcf
(0.000312) (0.00494) (0.00368)

n = 1951-81 s = .000059 R^2 = .878 DW = 1.16

2. Forbrug af nydelsesmidler, fCetn (1951-73)

Med kun Ydxhd repræsenterende indkomsten synes det ikke muligt - foruden konstantleddet - at medtage både bpcn og bpcn(-1). Forsøges med et længere lag i indkomsten repræsenteret ved de ubundne Ydxhd og Ydxhd(-1), bliver bpcn(-1) heller ikke signifikant. Uden lag i priserne fås da:

/ 19.186 / fCetn = 2155.9 + 0.04930 Ydxhd + 0.02914 Ydxhd(-1) - 2040.0 bpcn
(315.) (0.085) (0.00888) (328.7)

n = 1951-73 s = 83.9 R^2 = .996 DW = 1.78

Medtages også Ydxhd(-2), fås:

/ 19.187 / fCetn = 2130.3 + 0.04670 Ydxhd + 0.01999 Ydxhd(-1) +
(307.8) (0.00849) (0.00108)
+ 0.01244 Ydxhd(-2) - 2021.7 bpcn
(0.00885) (320.8)

n = 1951-73 s = 81.86 R^2 = .996 DW = 1.50

Koefficienten til Ydxhd(-2) bliver som det ses kun i mindre grad signifikant.

Forsøges med de sammenvejede indkomstudtryk, fås stort set samme resultat med YdxhdA og YdxhdB som regressor sammen med bpcn; residualernes udseende med B-sammenvejningen synes dog at være at foretrække:

/ 19.13 / fCetn = 2137.7 + 0.07852 YdxhdB - 2021.7 bpcn
(299.8) (0.0011) (312.7)

n = 1951-73 s = 79.89 R^2 = .996 DW = 1.69

Også den laggede regressand forsøgtes, men denne viste sig ikke at blive signifikant . En Corc-estimation med samme forklarende variable som i / 19.13 / giver i øvrigt til resultat, at ρ bliver estimeret til 0.14 (t = 0.68). En CORC regression à la / 19.187 / giver ρ lig 0.30 med en t-værdi på 1.51 .

(1951-81)

Her gør et til de ovenfor referede resultater sig gældende. Med Ydxhd og Ydxhd(-1) og både bpcn og bpcn(-1) fås følgende:

/ 26.72 / fCetn = 2333.6 + 0.05063 Ydxhd + 0.02860 Ydxhd(-1)
(250.9) (0.0066) (0.00696)
- 1707. bpcn - 556.1 bpcn(-1)
(418.3) (479.4)

n = 1951-81 s = 80.25 R^2 = .99 DW = 1.88

Både med og uden Ydxhd(-1) er koefficienten til bpcn(-1) negativ men svagt signifikant.

Hvis også Ydxhd(-2) indgår på lige fod med de øvrige indkomstvariable fås:

/26.201 / fCetn = 2330.3 + 0.04673 Ydxhd + 0.01772 Ydxhd(-1)
(231.1) (0.0063) (0.00787)
+ 0.01574 Ydxhd(-2) - 1559.3 bpcn - 715.3 bpcn(-1)
(0.0066) (384.3) (447.)

n = 1951-81 s = 73.86 R^2 = .9972 DW = 1.52

Medtages de sammenvejede indkomstvariable, fås som før bedst resultat med B:

/ 26.74 / fCetn = 2191.3 + 0.07872 YdxhdB - 2085.6 bpcn
(214.0) (0.00086) (216.6)

n = 1951-81 s = 75.67 R^2 = 0.9967 DW = 1.85

Igen synes fCetn(-1) ikke at forbedre relationen. Koefficienten til variablen bliver nok positiv men insignifikant.

3. Forbruget af øvrige ikke-varige varer, fCeti (1951-73)

Her knaser det. Det første og væsentligste problem i denne serie estimationer var, at priserne enten ikke er signifikante eller tilmed fik positivt fortegn. At problemet kunne opstå s.f.a. multikollinearitet var vel ikke overraskende. Problemet kan vel også have andre årsager.

Med Ydxhd respektive Ydxhd og Ydxhd(-1) fås et minimalt negativt fortegn til den relative pris og et positivt fortegn til den en periode laggede bpci(-1). Ydxhd(-1) bliver i øvrigt kun svagt signifikant, og længere lag i indkomsten kan ikke forsvares. Sammenvejes indkomsten, fås både med bpci alene og med bpci og bpci(-1) enten et positivt fortegn eller et yderst svagt negativt fortegn til bpci og et mere signifikant positivt fortegn til bpci(-1).

/ 19.103 / fCeti = -1082.5 +0.1155 YdxhdE - 211.9 bpci + 1630.2 bpci(-1)
(2076.) (0.00585) (2578.) (2117.)

n = 1951-73 s = 263.5 R^2 = .9814 DW = 0.81

Der forsøgtes også med sammenvejninger af priserne, jf. tidligere

bpcvai = bpci - 0.5 bpci(-1)

bpcvbi = bpci - 0.3 bpci(-1)

bpcvci = bpci - 0.1 bpci(-1)

Også her fik de relative priser et positivt fortegn

Det samme gør sig stort set gældende, hvis også fCeti(-1) medtages.

/ 38.1 / fCeti = -55.15 + 0.08015 YdxhdE - 887.2 bpci + 1247.9 bpci(-1)
(2034.) (0.0199) (2456.) (2005.5)

+ 0.3088 fCeti(-1)
(0.1675)

n = 1951-73 s = 248.7 R^2 = 0.984 DW = 0.98

Hvis det insignifikante konstantled fjernes reduceres koefficienten til indkomstudtrykket og de relative priser bliver mere signifikante. Residualspredningen formindskes ligeledes minimalt. Der er dog tegn på autokorrelation og numerisk stigende residualer.
Gøres lagget i indkomsten endnu mindre og estimeres uden konstantled fås:

/ 38. 3/ fCeti = 0.06849 Ydxhd - 1065.3 bpci + 1319. bpci(-1) + 0.4042 fCeti(-1
(0.012) (1762.) (1722.) (0.113)

n = 1951-73 s = 215.8

(1951-1981)

Billedet er det samme når der vægtes dobbelt i de nye tal: Sammenlignes YdxhdE med Ydxhd fås mindst residualspredning, når sidstnævnte benyttes:

/ 39.4 / fCeti = -482.3 + 0.0704 Ydxhd - 383.8 bpci + 1083.9 bpci(-1)
(1835) (0.01234) (2102.8) (1728.7)

+ 0.3903 fCeti(-1)
(0.103)

n = 1951-81 s = 231.0 R^2 = 0.986 DW = 1.22

Billedet af residualerne viser tegn på autokorrelation.'Stryges'konstantleddet, forbedres signifikansen og koefficienten til indkomstleddet reduceres lidt. Relationerne er dog ikke rare.

/ 39.3 / fCeti = 0.06883 Ydxhd - 696.1 bpci + 995.9 bpci(-1) + 0.3951 fCeti(-1)
(0.01059) (1704) (1666) (0.0997)

n = 1951-81 s = 226.9

Reparation af varige varer, fCetr (1951-1973)

Med konstantled og diverse indkomstudtryk bliver fortegnet til de relative priser positivt hvad enten der er tale om kun bpcr eller både bpcr og bpcr(-1). Konstantleddet er under alle omstændigheder stærkt signifikant.

Da reparation af varige goder for størstepartens vedkommende vedrører reparation af private køretøjer, er der forsøgt med bilparken som udtryk for beholdningen, der kan repareres på. Forsøget må dog siges at falde ud stort set som de ovenfor referede.

Medtages alene Ydxhd og benyttes både bpcr og bpcr(-1) fås en koefficient til bpcr næsten lig nul, mens bpcr(-1) bliver stærkt positiv. Koefficienten til bilparken er ikke signifikant, men får positivt fortegn. Et lag i bilparken hjælper heller ikke:

/ 38.8 /

$$\text{fCetr} = \underset{(736.)}{-1317.7} + \underset{(0.011)}{0.08943}\ \text{Ydxhd} - \underset{(936.7)}{25.7}\ \text{bpcr} + \underset{(1005.)}{2304.2}\ \text{bpcr}(-1) + \underset{(0.000589)}{0.0005604}\ \text{Biler}$$

n = 1951-73 s = 84.17 R^2 = .987 DW = 1.49

Indsættes fCetr(-1) som substitut for Biler fås:

/ 38.12 /

$$\text{fCetr} = \underset{(453.)}{-1279} + \underset{(0.0072)}{0.01268}\ \text{Ydxhd} - \underset{(867.7)}{107.8}\ \text{bpcr} + \underset{(905.2)}{1973}\ \text{bpcr}(-1) + \underset{(0.1614)}{0.3184}\ \text{fCetr}(-1)$$

n = 1951-73 s = 78.2 R^2 = 0.989 DW = 2.06

(1951-81)

De samme relationer på det større sample giver ikke anledning til væsentlige ændringer på udseendet. Igen fås, at relationen vinder ved at have et konstantled inde, men som før bliver priserne meget svage:

/ 39.8 /

$$\text{fCetr} = \underset{(631.5)}{780.8} + \underset{(0.00873)}{0.002811}\ \text{Ydxhd} - \underset{(773.6)}{181.7}\ \text{bpcr} + \underset{(808.8)}{1900.}\ \text{bpcr}(-1) + \underset{(0.000484)}{0.00101}\ \text{Biler}$$

n = 1951-81 s = 80.5 R^2 = 0.988 DW = 1.47

og

/ 39.12 / fCetr = -1110.+ 0.0103 Ydxhd - 201.5 bpcr + 1875 bpcr(-1)
(356.) (0.0058) (694.5) (675.5)

+ 0.4168 fCetr(-1)

n = 1951-81 s = 73.01 R^2 = 0.990 DW = 2.17

Forbrug af brændsel m.v., fCete (1951-73)

Igen opstår der problemer med de relative priser. For at få frem et negativt fortegn til priserne skal i hvert fald et lag i priserne indsættes. Med Ydxhd og Ydxhd(-1) fås imidlertid både med fros og grad positive koefficienter til priserne. Gøres det gennemsnitlige lag i indkomsten større ved at lade Ydxhd ude af betragtning, kan der lige anes et negativt fortegn til bpce:

/ 37.45 / fCete = -674.6 + 0.0371 Ydxhd(-1) - 82.42 bpce + 608.97 bpce(-1)
(395.1) (0.00217) (270.9) (329.4)

+ 3.5236 fros
(1.05)

n = 1951-73 s = 85.53 R^2 = 0.978 DW = 1.94

Det bemærkes, at fros falder bedst ud målt ved residualspredningen. Medtages også det laggede forbrug fås:

/ 38.5 / fCete = -550.8 + 0.0198 Ydxhd(-1) - 451.9 bpce + 672.0 bpce(-1)
(329.2) (0.0059) (254.6) (273.2)

+ 4.178 fros + 0.4988 fCete(-1)
(0.8908) (0.163)

n = 1951-73 s = 70.7 R^2 = 0.986 DW = 2.25

Igen er fros bedre end grad. Det ses, at koefficienterne til de relative priser nu er ganske hæderlige.

(1951-1981)

Med både Ydxhd og Ydxhd(-1), de relative priser og vejrligsvariablen fås den pæneste relation med grad!

/ 37.62 / fCete = - 1319. + 0.01507 Ydxhd + 0.02225 Ydxhd(-1) - 172.8 bpce
(0.086) (0.0090) (262.8) (262.8)

+ 727.7 bpce(-1) + 0.3074 grad
(284.8) (0.075)

n = 1951-81 s = 82.4 R^2 = 0.981 DW = 1.85

Da Ydxhd bliver i kun begrænset grad signifikant forsøgtes med blot Ydxhd(-1)

/ 37.68 / fCete = -1149.4 + 0.03777 Ydxhd(-1) - 447.7 bpce + 952.4 bpce(-1)
(378.5) (0.00170) (218.9) (264.1)

+ 0.2697 grad
(0.0747)

n = 1951-81 s = 85,6 R^2 = 0.978 DW = 1.04

Med også fCete(-1) inde i regressionen bliver det igen fros, der slår igen målt ved spredningen; dog bpce bliver nu knap signifikant og der er en ganske stor forskel på koefficienten til fCete(-1) (med fros 0.61 og med grad 0.39). Da residualmønsteret er væsentlig pænere i tilfældet med grad, skal denne relation foretrækkes.

/ 39.6 / fCete = - 1139.7 + 0.0241 Ydxhd(-1) - 689.6 bpce + 963.5 bpce(-1)
(333.5) (0.0049) (209.9) (232.7)

+ 0.3115 grad + 0.3949 fCete(-1)
(0.0673) (0.135)

n = 1951-81 s = 75.4 R^2 = 0.984 DW = 2.40.

<u>Forbruget af benzin og olie til køretøjer, fCetg.</u> (1951-1973)

Sammenvejede indkomstudtryk synes at klare sig pænest i konkurrencen mens lag i priserne ikke synes anbefalelsesværdigt. Uden andre variable end konstantled, indkomstled og den relative pris, fås en relation med ikke ubetydelige tegn på autokorrelation:

/ 19.39 / fCetg = 821.9 + 0.03686 Ydxhd - 308.2 bpcg
(780.0) (0.00398) (474.7)

n = 1951-73 s = 100.9 R^2 = 0.977 DW = 0.42.

Medtages som forklarende variabel bilparken i mangel af bedre mål for den benzin- og olieforbrugende kørselsaktivitet, fås en mærkbar reduktion i residualspredningen. Et lag i bilparken giver mindst værdi for s, men der fås en signifikant negativ koefficient til indkomstudtrykket!

Erstattes det sammenvejede indkomstudtryk af de ubundne Ydxhd(-1) og Ydxhd(-2) fås ligeledes et negativf fortegn - her til Ydxhd(-1) - når bilparken er med som forklarende variabel. Udelades indkomsten helt fås følgende:

/ 37.26 / fCetg = 179.2 - 158.0 bpcg + 0.001672 Biler(-1)
(432.6) (300.5) (0.000114)

n = 1951-73 s = 67.4 R^2 = 0.989 DW = 0.99

Denne relation er imidlertid helt domineret af autokorrelation. Det bemærkes, at konstantleddet er insignifikant, men en origoestimation retter ikke op på situationen. Tilflugt er derfor taget til den mere traditionelle, hvor imidlertid bilparken imidlertid ikke indgår[1)]

/ 37.22 / fCetg = 144.1 + 0.01063 YdxhdD - 350.8 bpcg + 0.7011 fCetg(-1)
(435.9) (0.00417) (250.2) (0.0963)

n = 1951-73 s = 53.1 R^2 = 0.994 DW = 2.32

Signifikansen af prisleddet bliver væsentligt forhøjet hvis der estimeres uden konstantled:

/ 37.32 / fCetg = 0.01163 YdxhdD - 271.8 bpcg + 0.6914 fCetg(-1)
(0.0028) (72.93) (0.0896)

n = 1951-73 s = 51.95 R^2 = 0.994 DW = 2.36

Et stort set tilsvarende resultat som i / 37.22 / fås med YdxhdA:

/ 37.21 / fCetg = 146.7 + 0.01035 YdxhdA - 246.4 bpcg + 0.7083 fCetg(-1)
(438.8) (0.0041) (252.5) (0.0948)

n = 1951-73 s = 53.3 R^2 = 0.994 DW = 2.32

(1951-1981)

Til sammenligning med ovenstående tjener, at heller ikke med større vægt til de autoriserede tal synes bilparken sammen med indkomst og relative priser eller alene sammen med de relative priser at være i stand til at forklare komponenten uden alvorlig autokorrelation. Residualspredningen bliver dog mindre end tilforn, men først med en specifikation med den laggede afhængige variabel kommer der et pænere forløb i residualerne:

/ 34.29 / fCetg = 90.65 + 0.01196 YdxhdA - 346.0 bpcg + 0.667 fCetg(-1)
(353.) (0.003) (205.6) (0.0747)

n = 1951-81 s = 47.9 R^2 = 0.995 DW = 2.28

/ 39.1/ fCetg = 0.01255 YdxhdA - 295.7 bpcg + 0.6624 fCetg(-1)
(0.00226) (60.29) (0.0711)

n = 1951-81 s = 47.16

---

1) En forbedring kunne måske opnås, hvis bilparken i nedenstående erstatter indkomstudtrykket.

Forbruget af kollektiv transport, fCetk. (1951-73)

Med konstantled, indkomstudtryk (Ydxhd og sammenvejede) samt den relative pris bpck, fås i alle tilfælde et forkert fortegn til de relative priser og et signifikant konstantled. bpck er dog kun svagt signifikant. Hvis også et lag i priserne medtages, fås tilløb til et negativt prisled. Medtages både Ydxhd og Ydxhd(-1) eller Ydxhd, Ydxhd(-1) og Ydxhd(-2) fås heller ikke noget opløftende syn. Et af de mest tilfredsstillende resultater er som følger:

/ 35.3 / fCetk = 403.86 + 0.018955 Ydxhd - 209.38 bpck + 761.46 bpck(-1)
(342.5) (0.0014) (467.6) (526.)

n = 1951-73 s = 46.18 R^2 = 0.9841 DW = 1.74

Indføres også den laggede regressand blandt de forklarende variable fås:

/ 35.5 / fCetk = 227.69 + 0.011575 Ydxhd - 531.75 bpck + 908.76 bpck(-1)
(304.3) (0.00300) (423.1) (459.7)

+ 0.38988 fCetk(-1)
(.145)

n = 1951-73 s = 40.07 R^2 = .989 DW = 2.11

(1951-81):

Et tilsvarende resultat fås med det vægtede sample :

/ 26.120 / fCetk = 280.19 + 0.01850 Ydxhd - 207.5 bpck + 920.4 bpkkck(-1)
(274.7) (0.00107) (406.9) (462.5)

n = 1951-81 s = 44.36 R^2 =0.985 DW = 1.96

De sammenvejede indkomstudtryk giver i øvrigt anledning til følgende udvalgte resultat:

/ 26.183 / fCetk = 294.07 + 0.01899 YdxhdB - 37.20 bpck + 720.3 bpck(-1)
(234.4) (0.00937) (351.7)) (401.4)

n = 1951-81 s = 38.14 R^2 = 0.989 DW = 1.97

Det ses, at bpck er meget lidt signifikant.

Hvis indkomsten kun repræsenteres ved den ulaggede Ydxhd fås:

/ 35.14 / fCetk = 167.5 + 0.01216 Ydxhd - 408.1 bpck + 915.2 bpck(-1)
(249.) (0.00249) (375.) (414.1)

+ 0.3411 fCetk(-1)
(0.124)

n = 1951-1981 s = 39.7 R^2 = 0.989 DW = 2.24

Forbruget af øvrige tjenester, fCets. (1951-73)

Et mere tilforladeligt indtryk giver relationerne for øvrige tjenester. Konstantleddet er overalt stærkt signifikant. Ydxhd bør som forklaringsvariabel nok suppleres med Ydxhd(-1); derimod bliver Ydxhd(-2) insignifikant i ubundne regressioner. bpcs(-1) bør indgå sammen med bpcs, idet det resulterer i en væsentlig reduktion af residualspredningen og i en relation i mindre høj grad præget af autokorrelation, jf. / 19.212 /

/ 19.212 / fCets = 6538.7 + 0.049686 Ydxhd + 0.03704 Ydxhd(-1)
(742.) (0.0113) (0.0145)

+ 0.007484 Ydxhd(-2) - 1062.8 bpcs - 4744. bpcs(-1)
(0.0147) (2216.) (1792.)

n = 1951-73 s = 108.6 R^2 = 0.989 DW = 1.15

Da Ydxhd(-2) alligevel ikke er signifikant og da bpcs ligeledes kun i mindre udstrækning er signifikant, er der også forsøgt med følgende:

/ 35.22 / fCets = 6220.4 + 0.05007 Ydxhd + 0.03892 Ydxhd(-1) - 5115.5 bpcs(-1)
(494.4) (0.0105) (0.0125) (1042.)

n = 1951-73 s = 103.8 R^2 = 0.989 DW = 1.22

og:

/ 35.21 / fCets = 4167.7 + 0.05281 Ydxhd + 0.006341 Ydxhd(-1)
(1095) (0.00984) (0.0196)

- 3767.7 bpcs(-1) + 0.3737 fCets(-1)
(1164) (0.1812)

n = 1951-73 s = 95.9 R^2 = 0.991 DW = 1.62

Det ses, at det store og stærkt signifikante konstantled herved er blevet væsentligt reduceret. Det ses dog, at Ydxhd(-1) nu ikke længere bliver signifikant.

(1951-81)

Residualspredningen reduceres, hvis Ydxhd(-1) supplerer Ydxhd og bpcs og bpcs(-1). Konstantleddene er igen store og signifikante:

/ 26.128 / fCets = 6028.9 + 0.04825 Ydxhd + 0.03729 Ydxhd(-1)
(532.) (0.00927) (0.0113)

+ 435.6 bpcs - 5095.bpcs(-1)
(1714.) (1348.)

n = 1951-1981 s = 110.2 R^2 = 0.987 DW = 1.23

Det ses, at bpcs får positivt fortegn og iøvrigt er yderst svagt signifikant. Alene med bpcs(-1) fås:

/ 35.33 / fCets = 6112.6 + 0.04863 Ydxhd + 0.03819 Ydxhd(-1) - 4838 bpcs(-1)
(410.5) (0.00899) (0.0105) (876)

n = 1951-81 s = 108.2 R^2 = 0.987 DW = 1.23

En til / 26.128 / og / 35.33 / svarende CORC estimation afslører - hvilket også et blik på residualerne lader ane - en tendens til autokorrelation; ρ får en værdi i de to tilfælde på henholdsvis 0.39 (t = 2.34) og 0.41 (t = 2.48).

Indføjes den laggede venstresidevariabel reduceres autokorrelationen ikke uvæsentligt:

/ 35.36 / fCets = 3844.1 + 0.05139 Ydxhd + 0.002681 Ydxhd(-1)
(886.8) (0.00808) (0.0157)

- 3451.1 bpcs + 0.419 fCets(-1)
(932.4) (0.149)

n = 1951-81 s = 96.6 R^2 = 0.990 DW = 1.55

Forbruget af turistrejser, fCett (1951-73)

Med kun bpct som repræsentent for priserne, fås stort set samme resultat hvad enten der anvendes Ydxhd og Ydxhd(-1) ubundet eller diverse ad hoc sammenvejede indkomstudtryk; relationen kræver dog, at der er medtaget et lag i indkomsten. Målt ved residualspredningen fås mindst spredning i tilfælde af den sammenvejede YdxhdA - et langt lag i indkomsten. Konstantleddet er i dette tilfælde stort set signifikant. Med bpct og bpct(-1) fås ligeledes et tilforladeligt resultat:

/ 19.139 / fCett = 362.1 + 0.04449 YdxhdA - 2135.4 bpct + 845.0 bpct(-1)
(546.7) (0.000715) (498.4) (528.0)

n = 1951-73 s = 50.12 R^2 =0.996 DW = 1.04

der dog i residualerne synes at være betændt af autokorrelation. Et knap så "pænt" resultat målt ved spredningen fås med følgende, hvori indkomsten indgår ubundet:

/ 19.83 / fCett = 173.1 + 0.02419 Ydxhd + 0.01988 Ydxhd(-1)
(608.1) (0.0057) (0.0059)

- 2006.8 bpct + 908.9 bpct(-1)
(560.0) (585.7)

n = 1951-73 s = 54.98 R^2 = 0.995 DW = 1.13

Denne relation forbedres væsentligt ved inddragelse af den laggede forklaringsfaktor:

/ 35.44 / fCett = 83.12 + 0.01846 Ydxhd + 0.00538 Ydxhd(-1) - 2030. bpct
(500.8) (0.0051) (0.0069) (465.8)

+ 1460.2 bpct(-1) + 0.4717 fCett(-1)
(520.5) (0.0157)

n = 1951-73 s = 45.7 R^2 = 0.997 DW = 1.79

Der er dog stadig tegn på autokorrelation i residualerne. Det skal endvidere bemærkes, at koefficienterne og residualernes størrelse og mønster ikke ændres synderligt, hvis der origoestimeres.

(1951-1981)

Resultater næsten sammenfalden i karakter med før fås igen:

/ 35.54 / fCett = 414.5 + 0.04449 YdxhdA - 2379.3 bpct + 1036.4 bpct(-1)
(485.5) (0.000576) (416.9) (459.1)

n = 1951-81 s = 48.7 R^2 = 0.996 DW = 1.33

Det ses, at der sker et lille skift i prisernes koefficienter, hvorimod koefficienten til indkomstleddet er uændret. Autokorrelationen er dog stadig mærkbar. En CORC estimation giver en rho-værdi på 0.33 (t = 1.92)

/ 39.6 / fCett = 143.0 + 0.01706 Ydxhd + 0.009219 Ydxhd(-1) - 2258.6bpct
(470.4) (0.0043) (0.00567) (415.6)

+ 1580. bpct(-1) + 0.4155 fCett(-1)
(465.9) (0.1307)

n = 1951-81 s = 46.9 R^2 = .997 DW = 1.81

Koefficienterne ændres lidt, hvis der estimeres uden konstantled.

Anskaffelse af køretøjer, fCetb (1951-73)

Relationen for de varige goder, b og v har i nuværende ADAM været specificeret ud fra et investeringsteoretisk oplæg, jf. En model kap. 4.4.3. På samme måde som der, er der her defineret en række variable, der indeholder a priori værdier for nedskrivningskoefficienten for beholdningen, kaldet δ .
For indkomst, priser og rentevariable er der defineret udtryk af formen - her vist for indkomsten:

$$Ydxhdv\delta = Ydxhd - (\delta - 1)/\delta \; Ydxhd(-1)$$

og med mulighed for lag:

$$Ydxhdv\delta 5 = 0.5 \; Ydxhdv\delta + 0.5 \; Ydxhdv\delta(-1)$$

δ er ad hoc valgt til 2, 3 og 4.

Da specifikationen i denne forsøgsrunde skal være i niveau kan specifikationen ikke umiddelbart overføres fra tidligere idet fortolkningen af koefficienten til fCetb(-1)(og fCetv(-1)) må blive en anden. Store negative værdier til disse variable var i ændringsspecifikationen tegn på at beholdningseffekter var væsentlige i forklaringen; her menes små positive koefficienter til den laggede endogene variabel at være tegn på det samme.

Da mulighederne er næsten legio er der her kun forsøgt med et begrænset antal forskellige specifikationer. Det er valgt at lade prisen være repræsenteret ved bpcb - (2-1)/2 bpcb(-1). Med og uden lag i indkomstudtrykkene fås følgende relation at blive pænest:

$$/\ 36.3\ /\quad fCetb = \underset{(377.3)}{1349.9} + \underset{(0.0093)}{0.0719}\ Ydxhdv2 - \underset{(436.9)}{2768.5}\ bpcbv2 + \underset{(0.0907)}{0.1158}\ fCetb(-1)$$

$$n = 1951\text{-}73 \quad s = 153.5 \quad R^2 = 0.9798 \quad DW = 1.98$$

Et forsøg på at inddrage det traditionelle udtryk for obligationsrenten kommer som nu ud med positivt fortegn.

$$/\ 36.9\ /\quad fCetb = \underset{(673.5)}{673.4} + \underset{(0.00923)}{0.07101}\ Ydxhdv2 - \underset{(498.3)}{2468}\ bpcbv2 + \underset{(0.082)}{0.09922}\ kov2 + \underset{(0.123)}{0.218}\ fCetb(-1)$$

$$n = 1951\text{-}73 \quad s = 151.7 \quad R = 0.9813 \quad DW = 2.19$$

(1951-81)

De samme specifikationer falder igen pænest ud, og der ses at være en ganske marginal forskydning i koefficienterne til indkomstudtrykket:

/ 39.11 / fCetb = 1407.3 + 0.0112 Ydxhdv2 - 2827.7 bpcbv2
(295.9) (0.0070) (349.1)

+ 0.1158 fCetb(-1)
(0.00708)

n = 1951-81 s = 141.9 R^2 = 0.981 DW = 2.01

Medtages også obligationsrenten falder signifikansen af konstantleddet:

/ 39.17 / fCetb = 810.8 + 0.07004 Ydxhdv2 - 2583. bpcbv2
(545.9) (0.0071) (393.2)

+ 0.0194 kov2 + 0.2114 fCetb(-1)
(0.071) (0.101)

n = 1951-81 s = 140.2 R^2 = 0.983 DW = 2.20

Forbruget af øvrige varige varer, fCetv (1951-1973)

Et lag i indkomstudtrykket synes her betimeligt. Obligationsrenten er kun svagt signifikant:

/ 39.22 / fCetv = 482.6 +.1680 Ydxhdv25 - 3955.9 bpcvv2
(1332.) (0.0034) (1898)

+ 0.2137 fCetv(-1)
(0.15)

n = 1951-73 s = 180.8 R^2 = 0.993 DW = 1.15

Uden konstantled får obligationsrenten en større t-værdi:

/ 39.25 / fCetv = 0.1644 Ydxhdv25 - 3783.9 bpcvv2
(0.028) (671.)

+ 0.0885 kov2 + 0.2671 fCetv(-1)
(0.075) (0.150)

n = 1951-1973 s = 175.2

(1951-1981)

For det udvidede sample får obligationsrenten heller ikke nogen signifikant værdi, når regressionen også indeholder konstantled; fjernes dette og estimeres der origo fås:

$$/\ 39.33\ /\quad fCetv = \underset{(0.024)}{0.1785}\ Ydxhdv25 - \underset{(563.4)}{4398.6}\ bpcvv2 + \underset{(0.068)}{0.1264}\ kov2 + \underset{(0.129)}{0.2128}\ fCetv(-1)$$

n = 1951-81 s = 173.9

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

Estimation i ~~niveau~~ ændringer med estimationsperiode 1951-81[1)]

Forbrug af fødevarer, DfCetf:

Blandt de sammenvede indkomstudtryk bliver DYdxhdD ubetinget den foretrukne, når priserne indgår alene med Dbpcf; en ubundet indlemmelse af også Dbpcf(-1) er ikke at foretrække:

$$/\ 28.7\ /\quad DfCetf = \underset{(106.7)}{-109.0} + \underset{(0.047)}{0.1139}\ DYdxhdD - \underset{(2067.7)}{3740.9}\ Dbpcf$$

$$n = 1951\ -81 \qquad s = 253.7 \qquad R^2 = 0.18 \qquad DW = 2.32$$

Som med estimationsperioden 1951-73 fås en i forhold hertil større spredning og en dårligere signifikans med 2 ubundne indkomstvariable DYdxhd og DYdxhd(-1) og en respektive to prisvariable. Konstanten er som også ovenfor lidet signifikant.

Heller ikke indeholdelse af både DYdxhd, DYdxhd(-1) og DYdxhd(-2) synes at kunne foretrækkes; DYdxhd bliver i så fald insignifikant og det samme gælder prisleddet.

Origoestimation af / 28.7 / vil p.gr.a. det negative konstantled på forhånd give en formodning om at koefficienten til indkomstleddet ville blive mindre:

$$/\ 29.2\ /\quad DfCetf = \underset{(o,02148)}{0.07022}\ DYdxhdD - \underset{(1960.5)}{3065.0}\ Dbpcf$$

$$n = 1951\text{-}81 \qquad s = 253.9$$

Forlængelsen af estimationperioden med den - givet - arbitrære vægtning giver lidt højere koefficienter til indkomstudtrykket og de relative priver bliver i højere grad signifikant.

Prøves også med de tilsvarende forklarende variable som referet i omtalen af estimation af forbrugsfunktioner i niveau - de med befolkningen deflaterede forbrugs- og indkomstudtryk- fås et ganske pauvert resultat.

---

1) Estimationsperioden er 1951-73 med årene 1966-73 indgående med dobbelt vægt.

Forbrug af nydelsesmidler, DfCetn:

Blandt de sammenvejede indkomstvariable falder som med estimationsperiode 1951-73 DYdxhdA pænest ud. Igen bliver konstantleddet insignifikant:

/ 28.11 /

$$\underset{}{DfCetn} = \underset{(44.7)}{-37.47} + \underset{(0.0181)}{0.09663}\ DYdxhdA - \underset{(545.7)}{1730.8}\ Dbpcn$$

n = 1951-81 s = 114.3 R^2 = 0.55 DW = 1.96

/ 29.5 /

$$DfCetn = \underset{(0.00832)}{0.08320}\ DYdxhdA - \underset{(534.0)}{1648.5}\ Dbpcn$$

n = 1951-81 s = 113.8

Flere ubundne variable som repræsentanter for indkomsten falder ikke så heldigt ud som de sammenvejede, og ubundne lag i priserne kan slet ikke tillades. Priserne får i dette tilfælde et lille positivt stærkt insignifikant fortegn. Medtages dog tre ubundne indkomstudtryk fås:

/ 28.138 /

$$DfCetn = \underset{(52.0)}{-49.79} + \underset{(0.00975)}{0.05088}\ DYdxhd + \underset{(0.00986)}{0.02270}\ DYdxhd(-1)$$

$$+ \underset{(0.0113)}{0.02865}\ DYdxhd(-2) - \underset{(603.4)}{1943.5}\ Dbpcn$$

n = 1951-81 s = 115.3 R^2 = 0.58 DW = 1.80

Det ses, at igen er konstantleddet kun lidt signifikant, og det bemærkes, at der optræder en ualmindelig stor residual i 1951. Forsøges uden konstantled og med en kortere estimationsperiode fås:

/ 29.9 /

$$DfCetn = \underset{(0.0076)}{0.04506}\ DYdxhd + \underset{(0.00766)}{0.1677}\ DYdxhd(-1) +$$

$$\underset{(0.0082)}{0.02127}\ DYdxhd(-2) - \underset{(568.1)}{1751.3}\ Dbpcn$$

n = 1951-81 s = 115.1

/ 41.10 /

$$DfCetn = \underset{(0.0063)}{0.08440}\ DYdxhdA - \underset{(416.1)}{1137.8}\ Dbpcn$$

n = 1952 - 81 s = 85.7

/ 41.11 /

$$DfCetn = \underset{(0.0058)}{0.04151}\ DYdxhd + \underset{(0.0058)}{0.0282}\ DYdxhd(-1) + \underset{(0.0062)}{0.02318}\ DYdxhd(-2)$$

$$- \underset{(440.2)}{1278.4}\ Dbpcn$$

n = 1952-81 s = 86.8

Forbrug af øvrige ikke-varige varer, DfCeti :

Forsøges med de sammenvejede indkomstudtryk fås mindst spredning, når DYdxhdE anvendes. Konstantleddet er overalt signifikant negativt:

/ 28.22 / DfCeti = -256.6 + 0.2039 DYdxhdE - 2170.5 Dbpci
(66.17) (0.0241) (1402.8)

n = 1951-81 s = 190.1 R^2 = 0.72 DW = 2.29

I en version med udbundne indkomstvariable fås dog et væsentlig pænere resultat:

/ 28.140 / DfCeti = -258.7 + 0.1282 DYdxhd + 0.07550 DYdxhd(-1) - 2268.5 Dbpci
(58.6) (0.0139) (0.0139) (1243.4)

n = 1951-81 s = 168.4 R^2 = 0.79 DW = 2.04

Den laggede pris bliver ikke signifikant.

Forbrug af brændsel m.v., DfCete:

Uden Dfros er de sammenvejede indkomstudtryk - og her specielt DYdxhdD - at foretrække

/ 28.28 / DfCete = -43.15 + 0.0514 DYdxhdD -852.7 Dbpce
(49.4) (0.020) (294.3)

n = 1951-81 s = 123.2 R^2 = 0.37 DW = 2.13

/ 28.97 / DfCete = -36.26 + 0.05167 DYdxhdD - 580.1 Dbpce + 3.682 Dfros
(35.07) (0.014) (215.0) (0.688)

n = 1951-81 s = 87.4 R^2 = 0.70 DW = 1.73

Dfros falder bedre ud end Dgrad. Den laggede pris bliver ingen sinde signifikant og estimeres uden lag i priser og uden konstantled fås følgende resultat:

/ 29.11 / DfCete = 0.03682 DYdxhdD - 602.0 Dbpce + 3.708 Dfros
(0.0064) (214.2) (.689)

n = 1951-81 s = 87.5

Hvis - som i den nuværende relation, der forsøges med kun Dbpce(-1) fås igen et positivt fortegn til prisleddet, bortset fra tilfælde, hvor de sammenvejede variable DYdxhdB og DYdxhdC benyttes. Dette forsøg bør derfor opgives.

Ubundne indkomstudtryk DYdxhd, DYdxhd(-1) og DYdxhd(-2) antyder også sammen med Dbpce respektive Dbpce(-1), at de relative priser bør optræde med den ulaggede værdi.

Forbrug af benzin og olie til køretøjer, DfCetg:

Blandt de sammenvejede indkomstudtryk giver DYdxhdA og DYdxhdD stort set samme resultat målt ved residualspredningen. Målt ved signifikansen af Dbpcg bliver DYdxhdD dog at foretrække:

/ 28.35 / DfCetg = 20.38 + 0.02897 DYdxhdD - 383.2 Dbpcg
(23.6) (0.0098) (203.9)

n = 1951-81 s = 59.25 R^2 = 0.33 DW = 1.95

Et lag i priserne falder også pænest ud med DYdxhdD:

/ 28.102 / DfCetg = 21.52 + 0.03264 DYdxhdD - 299.7 Dbpcg + 334.6 Dbpcg(-1)
(23.0) (0.0098) (204.9) (206.8)

n = 1951-81 s = 57.61 R^2 = 0.39 DW = 1.84

Denne relation er dog skæmmet af det store fortegn til den laggede pris relativt til værdien af den ulaggede prisvariabels koefficient, idet det indebærer en langsigtstendens til positiv priselasticitet.

Det tilsvarende gør sig ikke gældende for DYdxhdA, hvor dog koefficienten til Dbpcg og Dbpcg(-1) stort set er lige store:

/ 28.99 / Dfcetg = 26.51 + 0.02980 DYdxhdA - 268.9 Dbpcg + 264.1 Dbpcg(-1)
(22.7) (0.00944) (210.3) (206.2)

n = 1951-81 s = 58.5 R^2 = 0.37 DW = 1.85

Introduceres bilparken som forklarende variabel i relationen som indikator for det kørselsefhængige forbrug af olie og benzin, fås en ikke uvæsentlig forbedring af relationen. Igen er det med den sammenvejede variabel DYdxhdA, at det bedste resultat fås, idet den laggede bilpark giver bedre relation end den ulaggede:

/ 28.171 / DfCetg = -25.67 + 0.006635 DYdxhdA - 451.1 Dbpcg + 0.00179 DBiler(-1)
(24.2) (0.0103) (179.8) (0.00053)

n = 1951.81 s = 50.6 R^2 = 0.53 DW = 2.34

73

Koefficienten til indkomsten er imidlertid insignifikant som også tilfældet var med estimationsperioden 1951- . Da der kan forventes en høj korrelation mellem ændringen i bilparken og konstantleddet, er det nærliggende at estimere origo:

/ 30.37 / DfCetg = 0.04714 DYdxhdA - 431.9 Dbpcg + 0.01453 Dbiler(-1)
(0.0108) (179.3) (0.000428)

n = 1951-81 s = 50.68

Uden indkomstled men med konstantled fås:

/ 30.39 / DfCetg = -22.93 - 483.8 Dbpcg + 0.002002 DBiler(-1)
(23.6) (170.7) (0.00041)

n = 1951-81 s = 50.0 R^2 = 0.52 DW = 2.32

?

og uden indkomstudtryk og uden konstantled fås:

/42.7/ DfCetg = -508.4 + .001611 Dbiler
(174.2) (.000174)

n = 1951-81 s = 52.1

<u>Anskaffelse af køretøjer, DfCetb:</u>

δ = 2 synes at skulle foretrækkes:

/ 29.19 / DfCetb = 1407.3 + 0.07112(Ydxhd - ½Ydxhd(-1))
(296.0) (0.0070)

- 2827.7(bpcb - ½ bpcb)) - 0.8842 fCetb(-1)
(349.2) (0.0708)

n = 1951-81 s = 141.9 R^2 = 0.86 DW = 2.01

Konstantleddet er stærkt signifikant. Obligationsrenten er næppe afgørende; konstantleddet reduceres dog. kov2 giver anledning til en reduktion i spredningen og får den største signifikans:

/ 30.18 / DfCetb = 810.8 + 0.07004 (Ydxhd - ½Ydxhd(-1))
(545.9) (0.0070)

- 2583.4(bpcb - ½bpcb(-1)) + 0.09194 (ko - ½ ko(-1))
(393.2) (0.0711)

- 0.7886 fCetb(-1)
(0.102)

n = 1951-81 s = 140.2 R^2 = 0.87 DW = 2.20

Kor eakrigsdummyen har ingen nævneværdig effekt.

Et lag i indkomstudtrykket synes ikke opportunt.

Forbrug af øvrige varige varer, DfCetv:

Her synes et lag i indkomstsammenvejningen at skulle indgå:

Med δ = 4 og et lag på ½ hvad angår indkomstudtrykket, fås:

/ 29.25 / DfCetv = 1929.4 + 0.1617 (Ydxhd - 3/4 Ydxhd(-1))(-½)
(1193.6) (0.0281)

- 5595.5 (bpcv - ½bpcv(-1)) + 0.1009 (ko - ½ ko(-1))
(1662.7) (0.0796)

- 0.4023 fCetv(-1)
(0.0838)

n = 1951-81 s = 183.8 R^2 = 0.76 DW = 1.20

Obligationsrenten synes også at skulle indgå med = 4:

/ 30.54 / DfCetv = 2069.0 + 0.1635 (Ydxhd - 3/4 Ydxhd(-1))(-½)
(1130.0) (0.0278)

- 5418.0 (bpcv - ½ bpcv(-1) + 0.09863 (ko - 3/4 ko(-
(1678.0) (0.0718)

- 0.4236 fCetv(-1)
(0.0744)

n = 1951-81 s = 182.8 R^2 = 0.77 DW = 1.20

Det bemærkes dog, at Durbin-Watson er ret ringe. At forsøge med Ydxhdv25 synes som med estimationsperioden 1951-73 at reducere residualspredningen:

/ 43.20 / DfCetv = 0.1785(Ydxhd - ½Ydxhd(-1))(-½) - 4398.6(bpcv - ½ bpcv(-1))
(0.0245) (563.4)

+ 0.1264(ko - ½ko(-1)) - 0.7872 fCetv(-1)
(0.0683) (0.129)

n = 1951-81 s = 173.9

Residualerne antyder dog, at relationen er præget af autokorrelation.

Reparation af varige varer, DfCetr:

Blandt de sammenvejede indkomstudtryk er DYdxhdD den, der giver den mindste residualspredning; forklaringsevnen er dog begrænset:

/ 28.57 / DfCetr = 59.55 + 0.02179 DYdxhdE - 569.3 Dbpcr
(32.5) (0.0114) (682.9)

n = 1951-81 s = 90.9 R^2 = 0.14 DW = 2.31

Hverken med DYdxhd eller DYdxhd og DYdxhd(-1) sammen med henholdsvis Dbpcr eller Dbpcr og Dbpcr(-1) fås et pænere resultat. Det bemærkes, at medtages både Dbpcr og Dbpcr(-1), fås en positiv koefficient til Dbpcr(-1), som viser sig at blive numerisk større end den negative koefficient til Dbpcr. Det gælder også hvis de sammenvejede indkomstudtryk benyttes. Et længere lag i indkomsten end DYdxhd(-1) kan ikke medtages i ubundet form.
Et forsøg på at sammenveje de relative priser giver det resultat, at af de 3 a priori sammenvejninger, der er opstillet:

bpcvar = bpcr - 0.5 bpcr(-1)

bpcvbr = bpcr - 0.3 bpcr(-1)

bpcvcr = bpcr - 0.1 bpcr(-1)

falder bpcvar pænest ud:

/ 30.58 / DfCetr = 61.50 + 0.01917 DYdxhdE - 764.4 Dbpcvar
(31.1) (0.0114) (606.6)

n = 1951-81 s = 89.59 R^2 = 0.16 DW = 2.34

Et forsøg på at inddrage bilparken som udtryk for beholdningseffekt - det bemærkes, at hovedparten af repationsudgiften vedrører reparation af køretøjer - faldt behageligt ud:

/ 43.24 / DfCetr = 50.43 + 0.02424 DYdxhdE - 861.1 Dbpcvar + 0.003171 DBiler(-1
(29,5) (0.0109) (568.9) (0.00142)

n = 1951-81 s = 83.8 R^2 = 0.29 DW = 2.15

Forbrug af kollektiv transport, DfCetk:

Den pæneste relation fås med den sammenvejede DYdxhdD:

/ 28.63 / DfCetk = - 14.97 + 0.03058 DYdxhdD - 1017.9 Dbpck
(17.2) (0.0071) (381.1)

n = 1951-81 s = 43.17 R^2 = 0.46 DW = 2.09

Medtages også den laggede relative pris får denne positivt fortegn, som dog numerisk er en del mindre end den negative koefficient til Dbpck; også de ulaggede indkomstudtryk falder ganske hæderligt ud:

/ 28.159 / DfCetk = -19.07 + 0.01004 DYdxhd + 0.01411 DYdxhd(-1)
(18.67) (0.0038) (0.0037)

+ 0.008369 DYdxhd(-2) - 936.0 Dbpck
(0.00387) (396.0)

n = 1951-81 s = 43.9 R^2 = 0.48 DW = 1.98

Estimeres / 28.42 / som odrigoestimation fås:

/ 29.42 / DfCetk = 0.002507 DYdxhdD - 1012.8 Dbpck
(0.00323) (379.5)

n = 1951-81 s = 43.0

Forbrug af øvrige tjenester, DfCets:

Blandt de sammenvejede bliver DYdxhdA sammen med Dbpcs så langt at foretrække:

/ 28.67 / DfCets = -125.0 + 0.1316 DYdxhdA - 4418.7 Dbpcs
(35.3) (0.0153) (1165.1)

n = 1951-81 s = 90.5 R^2 = 0.73 DW = 1.61

Længere lag i de relative priser bliver kun i ringe udstrækning signifikant.

/ 28.124 / DfCets = -121.7 + 0.1345 DYdxhdA - 3689.0 Dbpcs - 1421.4 Dbpcs(-1)
(35.0) (0.0153) (1287.8) (1119.0)

n = 1951-81 s = 89.5 R^2 = 0.74 DW = 1.55

/ 28.67 / bør derfor foretrækkes.

Forbrug af turistrejser, DfCett:

Blandt de sammenvejede indkomstvariable, bliver DYdxhdD mest acceptabel:

/ 28.77 / DfCett = 33.75 + 0.03183 DYdxhdD - 2437.4 Dbpct
(22.3) (0.00925) (414.7)

n = 1951-81 s = 55.9 R^2 = 0.65 DW = 2.22

Den laggede relative pris er stærkt positivt signifikant, og bør medtages ubundet:

/ 28.132 / Dfcett = 38.91 + 0.02943 DYdxhdD - 2381.0 Dbpct + 1091.7 Dbpct(-1)
(20.4) (0.0085) (377.8) (417.2)

n = 1951-81 s = 50.9 R^2 = 0.72 DW = 2.19

De ulaggede indkomstvariable DYdxhd og DYdxhd(-1) falder ikke så pænt ud sammenlignet med / 28.132 /.

FORBRUGSFUNKTIONER EFTER GAMMEL SKABELON.

Nedenfor er vist resultater af estimationer af de på nyt datagrundlag baserede forbrugsfunktioner. I oversigten vises en sammenstilling af hvilke resultater man ville få, hvis de nuværende forbrugsfunktioners forklarende variable blev anvendt uændret på nyt datagrundlag. Der gøres opmærksom på, at der i den kommende version af modellen opereres med lidt ændrede komponentafgrænsninger idet nogle forbrugsgrupper er skilt ud af de gamle; det gælder således forbrug af nydelsesmidler (udskilt af GCi, og her kaldt Cn; Cg forbrug af benzin og olie til køretøjer (udskilt af GCi); Cr reparation af varige varer (tidligere indeholdt i GCb og GCv). For Cn er de forklarende variable tidligere anvendt ved forklaring af GCi forsøgt. Cr og Cg er ikke medtaget i oversigten.

n:	/ 30.3 /	DfCetn = 17.50 + 0.06553 DYdxhdC - 1671.6 Dbpcn (42.94) (0.0161) (783.6)	n = 1951-73 R^2 = 0.512	s = 129.6 DW = 1.94
	/ 30.15 /	DfCetn = 44.16 + 0.05897 DYdxhdC - 1415.9 Dbpcn (35.9) (0.0128) (579.5)	n = 1951-81 R^2 = 0.486	s = 122.6 DW = 1.89
i:	/ 30.4 /	DfCeti = -145.0 + 0.1609 DYdxhdC - 1540.7 Dbpci (73.0) (0.0259) (1640.5)	n = 1951-73 R^2 = 0.659	s = 205.9 DW = 1.91
	/ 30.16 /	DfCeti = -155.8 + 0.1573 DYdxhdC - 2181.6 Dbpci (69.6) (0.0236) (1647.1)	n = 1951-81 R^2 = 0.615	s = 222.7 DW = 2.12
e:	/ 30.2 /	DfCete = -43.82 + 0.05216 DYdxhdA + 42.44 Dbpce(-1) + 3.840 Dfros (37.02) (0.0159) (291.5) (0.811)	n = 1951-73 R^2 = 0.643	s = 88.17 DW = 1.96
	/ 30.14 /	Dfcete = -45.89 + 0.05499 DYdxhdA + 108.8 Dbpce(-1) + 3.927 Dfros (37.2) (0.0152) (268.0) (0.767)	n = 1951-81 R^2 = 0.63	s = 96.4 DW = 1.99

v:

/ 30.5 /

$$DfCetv = -1690.7 + 0.1767\{Ydxhd - 2/3\ Ydxhd(-1)\}(-1/2) + 0.09493\{ko - 2/3\ ko(-1)\}(-1/2) - 0.4682\ fCetv(-1)$$

(439.1) (0.0375) (0.130) (0.1356)

n = 1951-73 s = 202.2
R^2 = 0.654 DW = 1.41

/ 30.17 /

$$DfCetv = -1899.9 + 0.1931\{Ydxhd - 2/3\ Ydxhd(-1)\}(-1/2) + 0.1103\{ko - 2/3\ ko(-1)\}(-1/3) - 0.5077\ fCetv(-1)$$

(410.1) (0.0335) (0.120) (0.1196)

---

b:

/ 30.7 /

$$DfCetb = 796.6 + 0.0714\{Ydxhd - 1/2\ Ydxhd(-1)\} - 2447.\ \{bpcb - 1/2\ bpcb(-1)\} - 1.330\ dkor + 0.0769\{ko - 1/2\ ko(-1)\} - 0.8161\ fCetb(-1)$$

(685.1) (0.0092) (494.0) (1.338) (0.0853) (0.128)

n = 1951-73 s = 151.8
R^2 = 0.861 DW = 2.18

/ 30.19 /

$$DfCetb = 921.6 + 0.0703\ \{Ydxhd - 1/2\ Ydxhd(-1)\} - 2565.8\ \{bpcb - 1/2\ bpcb(-1)\} - 1.239\ dkor + 0.0725\ \{ko - 1/2\ ko(-1)\} - 0.8173\ fCetb(-1)$$

(556.5) (0.007) (393.4) (1.22) (0.0736) (0.1056)

n = 1951-81 s = 140.0
R^2 = 0.873 DW = 2.18

---

k:

/ 30.8 /

$$DfCetk = 18.77 + 0.1612DYdxhdB - 1249.2\ Dbpck$$

(16.95) (0.0067) (455.0)

n = 1951-73 s = 47.5
R^2 = 0. 37 DW = 2.10

/ 30.20 /

$$DfCetk = 18.24 + 0.01516\ DYdxhdB - 1083.6\ Dbpck$$

(16.02) (0.0061) (451.6)

n = 1951-81 s = 50.4
R^2 = 0.26 DW = 2.18

---

s:

/ 30.11 /

$$DfCets = -58.93 + 0.06000\ DYdxhd + 0.02937\ DYdxhd(-1) - 2324.4\ Dbpcs$$

41.33) (0.0102) (0.0102) (1629.8)

n = 1951-73 s = 102.6
R^2 = 0.674 DW = 1.92

/ 30.23 /

$$DfCets = -70.97 + 0.05812\ DYdxhd + 0.0294\ DYdxhd(-1) - 1935\ Dbpcs$$

(36.9) (0.00845) (0.0085) (1238.)

n = 1951-81 s = 102.5
R^2 = 0.662 DW = 2.00

/ 30.10 /

$$DfCett = 46.75 + 0.01277\ DYdxhd + 0.01163\ DYdxhd(-1) - 1994.7\ Dbpct + 920.2\ Dbpct(-1)$$

(19.08) (0.0054) (0.0052) (456.4) (486.3)

n = 1951-73 s = 51.12

R^2 = 0.716 DW = 2.17

t:

/ 30.22 /

$$DfCett = 58.33 + 0.009255\ DYdxhd + 0.01117\ DYdxhd(-1) - 2204.2\ Dbpct + 1251.0\ Dbpct(-1)$$

(18.15) (0.0048) (0.0046) (419.6) (469.9)

n = 1951-81 s = 54.17

R^2 = 0.696 DW = 2.12

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

1. maj 1979
EV,OC/EV

Forstudier til fremtidige prissammenbindingsrelationer. B- matricer for ADAM-komponenter af det private forbrug for 1966-1973

På de følgende figurer er vist fordelingen af tilgangen - opdelt på leverende sektorer - til endelige efterspørgselskomponenter i det private konsum. For de enkelte komponenter er afgifterne (vareskatter og moms) fratrukket den samlede tilgang. Der er efterfølgende foretaget en opgangning, således at den samlede tilgang eksklusive afgifter er normeret til 1.0 .

Udgangspunktet for figurerne er oplysningerne i de 2 x 8 input-output tabeller (i årets og i 1970-priser) for årene 1966-1973, som foreligger, jf. HJ,HD, 7. november 1978.

Figurerne kan på anfordring suppleres med foreløbige (håndberegnede og håndskrevne) mere detaljerede talmæssige oplysninger om udviklingen i matricernes koefficienter i den af input-output tabellerne dækkede periode, herunder for nogle af de vigtigste koefficienter gennemsnitsværdier og spredningsmål samt mindste og største-værdier.

1. Kommentarer.

Udviklingen i koefficienterne i årets priser og i 1970-priser må siges at være nogenlunde jævn for konsumgrupperne Cf, Cn, Ci, Cv, Cr, Ck, Ch og Cs. De øvrige Ce, Cg og Cb er mere svingende. Mon knækket i 1972 bl.a. kan afspejle virkningerne af den midlertidige importtold? Det bemærkes, at kurvernes forløb for samme komponent er stort set sammenfaldende hvad enten der er tale om årets eller 1970-priser.

Importen, der her omfatter den samlede import, da der endnu ikke er taget endelig stilling til hvorledes importen bør disaggregeres, udviser for Ci, Cb og Cv en stigende tendens over perioden. For de øvrige komponenters vedkommende er der ikke tale om nogen udpræget tendens til forskydning mellem inden- og udenlandsk produktionsandel.

Forbrug af fødevarer, årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.080584	.538574	.000000	.000000	.279563	.000000	.101279
1967	.072435	.546291	.000000	.000000	.285785	.000000	.095489
1968	.070274	.545658	.000000	.000000	.287714	.000000	.096354
1969	.064207	.551992	.000000	.000000	.288594	.000000	.095207
1970	.056322	.541744	.000000	.000000	.295828	.000000	.106108
1971	.050701	.538413	.000000	.000000	.306408	.000000	.104478
1972	.051234	.534658	.000000	.000000	.314427	.000000	.099680
1973	.052465	.541621	.000000	.000000	.311662	.000000	.094253
m	.062278	.542369	-	-	.296248	-	.099106
s	.011299	.005468	-	-	.013042	-	.004509

Forbrug af fødevarer: faste priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.077023	.534868	.000000	.000000	.283081	.000000	.105028
1967	.074053	.532646	.000000	.000000	.292432	.000000	.100868
1968	.070064	.533363	.000000	.000000	.296902	.000000	.099669
1969	.061546	.541505	.000000	.000000	.297067	.000000	.099885
1970	.056322	.541744	.000000	.000000	.295828	.000000	.106108
1971	.053746	.530976	.000000	.000000	.306802	.000000	.108476
1972	.051719	.536705	.000000	.000000	.303201	.000000	.108375
1973	.052030	.531727	.000000	.000000	.302028	.000000	.114215
m	.062063	.535442	-	-	.297168	-	.105328
s	.010293	.004214	-	-	.007325	-	.005077

Forbrug af nydelsesmidler, årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.004425	.550962	.000000	.000000	.368150	.000000	.076463
1967	.000000	.545116	.000000	.000000	.370176	.000000	.084710
1968	.000000	.545504	.000000	.000000	.370688	.000000	.083808
1969	.000000	.547157	.000000	.000000	.370591	.000000	.082255
1970	.000000	.523985	.000000	.000000	.388284	.000000	.087728
1971	.000000	.534997	.000000	.000000	.386411	.000000	.078592
1972	.000000	.542942	.000000	.000000	.392026	.000000	.065029
1973	.000000	.518923	.000000	.000000	.378853	.000000	.102224
m	(-)	.538698	-	-	.378147	-	.082601
s	(-)	.011642	-	-	.009565	-	.010555

Forbrug af nydelsesmidler, 1970-priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.004151	.548409	.000000	.000000	.377719	.000000	.069724
1967	.000000	.543079	.000000	.000000	.373765	.000000	.083157
1968	.000000	.538415	.000000	.000000	.380594	.000000	.080991
1969	.000000	.543700	.000000	.000000	.376493	.000000	.079804
1970	.000000	.523985	.000000	.000000	.388284	.000000	.087728
1971	.000000	.534075	.000000	.000000	.386955	.000000	.078970
1972	.000000	.544857	.000000	.000000	.383285	.000000	.071858
1973	.000000	.485187	.000000	.000000	.400858	.000000	.113955
m	(-)	.532713	-	-	.383494	-	.083273
s	(-)	.020672	-	-	.008635	-	.013685

Forbrug af øvrige ikke-varige varer, årets priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.032102	.446499	.000000	.000000	.354486	.000000	.166914
1967	.034243	.430136	.000000	.000000	.356392	.000000	.179227
1968	.030939	.419544	.000000	.000000	.357281	.000000	.192235
1969	.029807	.409716	.000000	.000000	.354741	.000000	.205736
1970	.027620	.388915	.000000	.000000	.364600	.000000	.218865
1971	.026849	.391806	.000000	.000000	.369618	.000000	.212726
1972	.026127	.393048	.000000	.000000	.370870	.000000	.209955
1973	.024131	.374991	.000000	.000000	.377161	.000000	.223716
m	.028977	.406832	-	-	.363019	-	.201172
s	.003381	.024015	-	-	.008566	-	.019956

Forbrug af øvrige ikke-varige varer, 1970-priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.030527	.457011	.000000	.000000	.356586	.000000	.155875
1967	.033728	.436694	.000000	.000000	.358462	.000000	.171119
1968	.030791	.421280	.000000	.000000	.360616	.000000	.187314
1969	.028244	.407810	.000000	.000000	.362040	.000000	.201905
1970	.027620	.388915	.000000	.000000	.364600	.000000	.218865
1971	.026038	.397705	.000000	.000000	.360250	.000000	.216008
1972	.024497	.403465	.000000	.000000	.362441	.000000	.209598
1973	.023657	.373150	.000000	.000000	.368717	.000000	.274477
m	.028138	.410754	-	-	.361714	-	.199395
s	.003423	.026850	-	-	.003746	-	.026283

Forbrug af brændsel m.v., årets priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.009963	.496751	.000000	.000000	.258686	.000000	.234601
1967	.009349	.587436	.000000	.000000	.227964	.000024	.175227
1968	.001623	.586022	.000000	.000000	.227333	.000039	.184983
1969	.001965	.594144	.000000	.000000	.224649	.000000	.179243
1970	.001900	.594722	.000000	.000000	.232043	.000702	.171032
1971	.002404	.613364	.000000	.000000	.211405	.000303	.172525
1972	.001197	.634956	.000000	.000000	.188112	.000127	.175607
1973	.001173	.561708	.000000	.000000	.224318	.000561	.212240
m	.003647	.583638	-	-	.224314	.000220	.188182
s	.003734	.041059	-	-	.019788	.000276	.022956

Forbrug af brændsel m.v., 1970-priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.038413	.447597	.000000	.000000	.257746	.000000	.256243
1967	.040134	.519625	.000000	.000000	.227674	.000025	.212540
1968	.005187	.560814	.000000	.000000	.231815	.000042	.202142
1969	.002939	.591368	.000000	.000000	.226944	.000000	.178748
1970	.001900	.594722	.000000	.000000	.232043	.000702	.171032
1971	.002567	.645322	.000000	.000000	.199508	.000251	.152351
1972	.000586	.647311	.000000	.000000	.181557	.000107	.170441
1973	.000860	.644496	.000000	.000000	.191810	.000386	.162447
m	.011523	.581407	-	-	.218637	.000189	.188243
s	.017194	.070540	-	-	.025338	.000249	.033942

Forbrug af benzin og olie (til køretøjer), årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.120842	.000000	.000000	.577503	.000000	.301654
1967	.000000	.180869	.000000	.000000	.572430	.000052	.246649
1968	.000000	.166349	.000000	.000000	.580014	.000072	.253567
1969	.000000	.185158	.000000	.000000	.564592	.000000	.250250
1970	.000000	.170960	.000000	.000000	.600627	.001111	.227305
1971	.000000	.172620	.000000	.000000	.582082	.000457	.244842
1972	.000000	.153117	.000000	.000000	.578133	.000201	.268545
1973	.000000	.145754	.000000	.000000	.567836	.000784	.285626
m	-	.161959	-	-	.577902	.000335	.259805
s	-	.021183	-	-	.010000	.000416	.024136

Forbrug af benzin og olie (til køretøjer), 1970-priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.135334	.000000	.000000	.589076	.000000	.275587
1967	.000000	.182196	.000000	.000000	.578366	.000062	.239376
1968	.000000	.171306	.000000	.000000	.593958	.000084	.234749
1969	.000000	.191689	.000000	.000000	.565959	.000000	.242355
1970	.000000	.170960	.000000	.000000	.600627	.001111	.227305
1971	.000000	.179061	.000000	.000000	.586823	.000427	.233685
1972	.000000	.156166	.000000	.000000	.570658	.000184	.272992
1973	.000000	.157764	.000000	.000000	.582398	.000685	.259154
m	-	.168060	-	-	.583471	.000319	.248150
s	-	.017795	-	-	.011606	.000399	.018612

Anskaffelse af køretøjer, årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.140434	.000000	.000000	.353813	.000000	.505753
1967	.000000	.082844	.000000	.000000	.366588	.000000	.550568
1968	.000000	.089656	.000000	.000000	.347020	.000000	.563324
1969	.000000	.093558	.000000	.000000	.329221	.000000	.577221
1970	.000000	.081611	.000000	.000000	.335235	.000000	.583152
1971	.000000	.081638	.000000	.000000	.375566	.000000	.542796
1972	.000000	.066899	.000000	.000000	.404515	.000000	.528585
1973	.000000	.065417	.000000	.000000	.346809	.000000	.587774
m	-	.087757	-	-	.357346	-	.554897
s	-	.023439	-	-	.024356	-	.028589

Anskaffelse af køretøjer, 1970-priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.142191	.000000	.000000	.354055	.000000	.503755
1967	.000000	.084402	.000000	.000000	.364564	.000000	.551032
1968	.000000	.090552	.000000	.000000	.346531	.000000	.562917
1969	.000000	.094057	.000000	.000000	.331140	.000000	.574806
1970	.000000	.081611	.000000	.000000	.335235	.000000	.583152
1971	.000000	.082863	.000000	.000000	.369352	.000000	.547785
1972	.000000	.074472	.000000	.000000	.361676	.000000	.563849
1973	.000000	.065710	.000000	.000000	.335293	.000000	.598997
m	-	.089482	-	-	.349731	-	.560787
s	-	.023060	-	-	.014836	-	.028504

Forbrug af øvrige varige varer: løbende priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000609	.378016	.000000	.000000	.380266	.000000	.241110
1967	.000569	.361643	.000000	.000000	.390529	.000000	.247258
1968	.000462	.357740	.000000	.000000	.384960	.000000	.256838
1969	.000701	.345145	.000000	.000000	.382121	.000000	.272030
1970	.000581	.320422	.000000	.000000	.402110	.000000	.276887
1971	.000394	.310953	.000000	.000000	.407462	.000000	.281190
1972	.000598	.316100	.000000	.000000	.397335	.000000	.285966
1973	.000631	.309368	.000000	.000000	.395315	.000000	.294687
m	.000568	.337423	-	-	.392512	-	.269496
s	.000097	.026561	-	-	.009752	-	.019139

Forbrug af øvrige varige varer: 1970-priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000559	.364523	.000000	.000000	.413493	.000000	.221426
1967	.000547	.352786	.000000	.000000	.413508	.000000	.233157
1968	.000452	.346883	.000000	.000000	.409218	.000000	.243449
1969	.000663	.333283	.000000	.000000	.406242	.000000	.259812
1970	.000581	.320422	.000000	.000000	.402110	.000000	.276887
1971	.000416	.315217	.000000	.000000	.402395	.000000	.281970
1972	.000579	.322764	.000000	.000000	.397382	.000000	.279274
1973	.000520	.304139	.000000	.000000	.395185	.000000	.300157
m	.000540	.332502	-	-	.404942	-	.262017
s	.000078	.020661	-	-	.006901	-	.027260

Reparation af varige varer: årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.089031	.000000	.000000	.847838	.000000	.063131
1967	.000000	.082652	.000000	.000000	.844053	.000000	.073292
1968	.000000	.080900	.000000	.000000	.834218	.000000	.084881
1969	.000000	.072622	.000000	.000000	.851252	.000000	.076126
1970	.000000	.055238	.000000	.000000	.862188	.000003	.082570
1971	.000000	.049113	.000000	.000000	.878400	.000000	.072487
1972	.000000	.046933	.000000	.000000	.889513	.000000	.063553
1973	.000000	.044436	.000000	.000000	.891351	.000002	.064212
m	-	.065116	-	-	.862352	(-)	.072532
s	-	.018114	-	-	.021701	(-)	.008494

Reparation af varige varer: 1970-priser

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.080049	.000000	.000000	.863500	.000000	.056448
1967	.000000	.076015	.000000	.000000	.855502	.000000	.068482
1968	.000000	.075041	.000000	.000000	.847162	.000000	.077796
1969	.000000	.070164	.000000	.000000	.856576	.000000	.073260
1970	.000000	.055238	.000000	.000000	.862188	.000003	.082570
1971	.000000	.050466	.000000	.000000	.875824	.000000	.073711
1972	.000000	.052644	.000000	.000000	.884763	.000000	.062592
1973	.000000	.047156	.000000	.000000	.884182	.000002	.068660
m	-	.063347	-	-	.866212	(-)	.070440
s	-	.013261	-	-	.013905	(-)	.008318

Forbrug af bolig (husleje), årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.000000	.000000	.980480	.000000	.019520	.000000
1967	.000000	.000000	.000000	.980263	.000000	.019737	.000000
1968	.000000	.000000	.000000	.980006	.000000	.019994	.000000
1969	.000000	.000000	.000000	.979371	.000000	.020629	.000000
1970	.000000	.000000	.000000	.977643	.000000	.022357	.000000
1971	.000000	.000000	.000000	.978528	.000000	.021472	.000000
1972	.000000	.000000	.000000	.979707	.000000	.020293	.000000
1973	.000000	.000000	.000000	.981407	.000000	.018593	.000000
m	-	-	-	.979676	-	.020324	-
s	-	-	-	.001174	-	.001174	-

Forbrug af bolig (husleje), 1970-priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.000000	.000000	.980439	.000000	.019561	.000000
1967	.000000	.000000	.000000	.979982	.000000	.020018	.000000
1968	.000000	.000000	.000000	.980151	.000000	.019849	.000000
1969	.000000	.000000	.000000	.979452	.000000	.020548	.000000
1970	.000000	.000000	.000000	.977643	.000000	.022357	.000000
1971	.000000	.000000	.000000	.978709	.000000	.021291	.000000
1972	.000000	.000000	.000000	.979758	.000000	.020242	.000000
1973	.000000	.000000	.000000	.981321	.000000	.018679	.000000
m	-	-	-	.979682	-	.020318	-
s	-	-	-	.001117	-	.001117	-

Forbrug af kollektiv transport, m.v, årets priser:

	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.000000	.000000	.000000	.999918	.000000	.000082
1967	.000000	.000000	.000000	.000000	.999811	.000000	.000190
1968	.000000	.000000	.000000	.000000	.999917	.000000	.000083
1969	.000000	.000000	.000000	.000000	.999961	.000000	.000039
1970	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1971	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1972	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1973	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
m	-	-	-	-	.999951	-	.000049
s	-	-	-	-	.000067	-	.000067

Forbrug af kollektiv transport, m.v., 1970-priser:

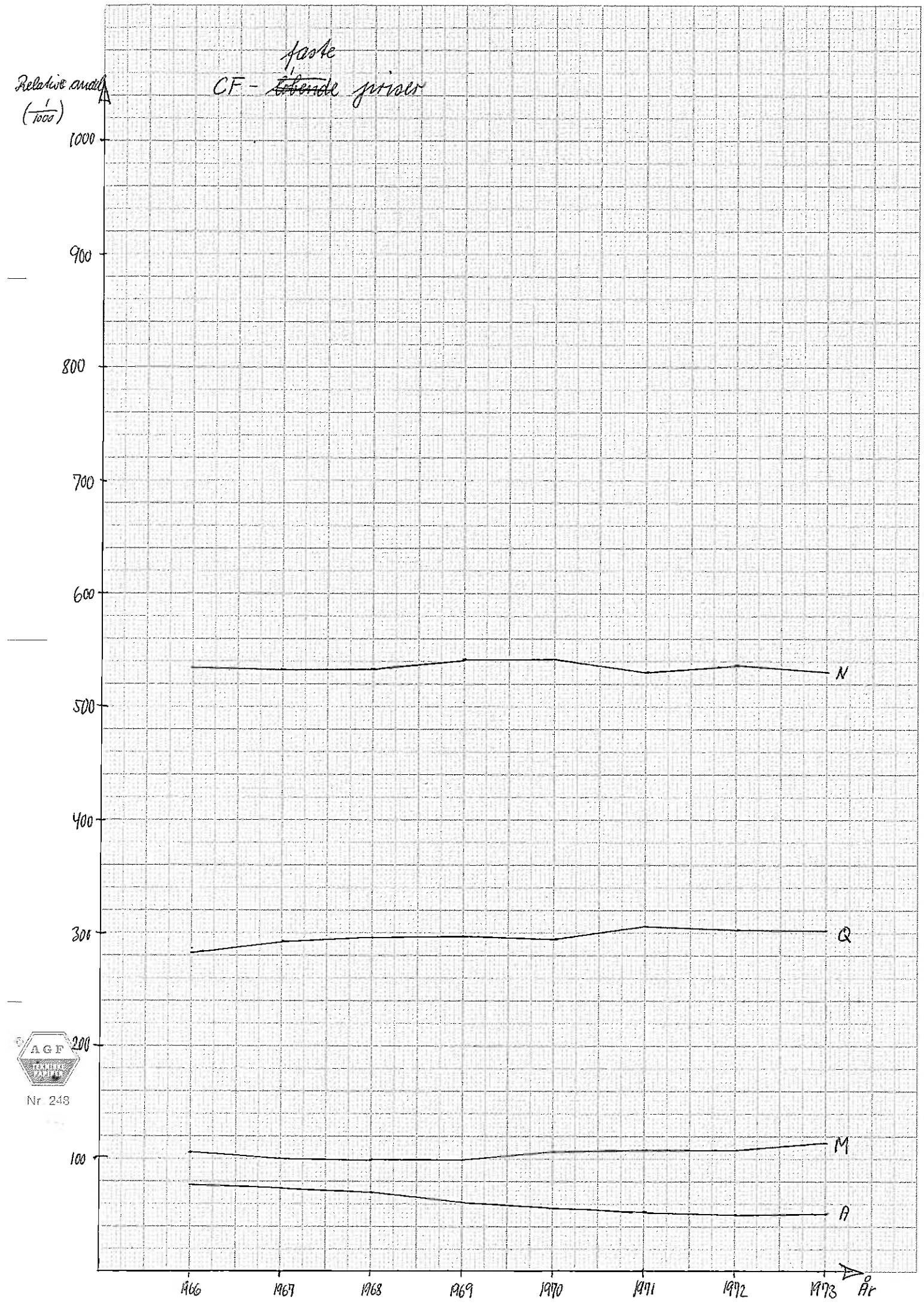
	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.000000	.000000	.000000	.000000	.999914	.000000	.000086
1967	.000000	.000000	.000000	.000000	.999803	.000000	.000197
1968	.000000	.000000	.000000	.000000	.999914	.000000	.000086
1969	.000000	.000000	.000000	.000000	.999960	.000000	.000040
1970	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1971	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1972	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
1973	.000000	.000000	.000000	.000000	1.000000	.000000	.000000
m	-	-	-	-	.999949	-	.000051
s	-	-	-	-	.000070	-	.000070

Forbrug af (øvrige) tjenester, årets priser:

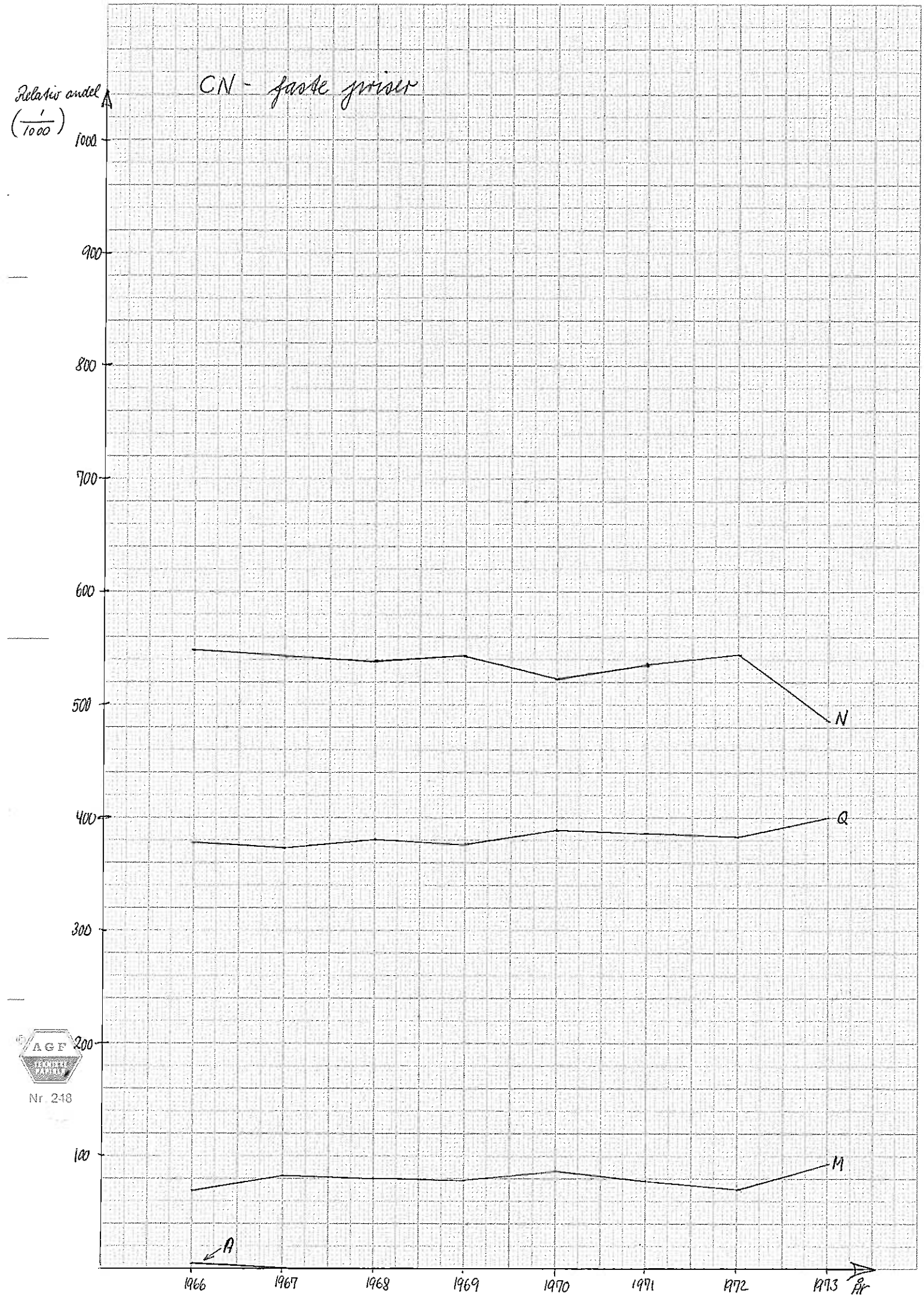
	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.008222	.005302	.000000	.000000	.916244	.063636	.006595
1967	.005219	.004364	.000000	.000000	.910756	.070497	.009165
1968	.005250	.003494	.000000	.000000	.903479	.081341	.006437
1969	.004914	.003327	.000000	.000000	.896785	.089927	.005047
1970	.004500	.003157	.000000	.000000	.891633	.096505	.004205
1971	.005779	.003009	.000000	.000000	.875555	.111647	.004009
1972	.005250	.002910	.000000	.000000	.871619	.116687	.003533
1973	.004464	.002729	.000000	.000000	.870068	.118852	.003886
m	.005450	.003537	-	-	.892017	.093637	.005360
s	.001200	.000871	-	-	.017973	.021045	.001925

Forbrug af (øvrige) tjenester, 1970-priser:

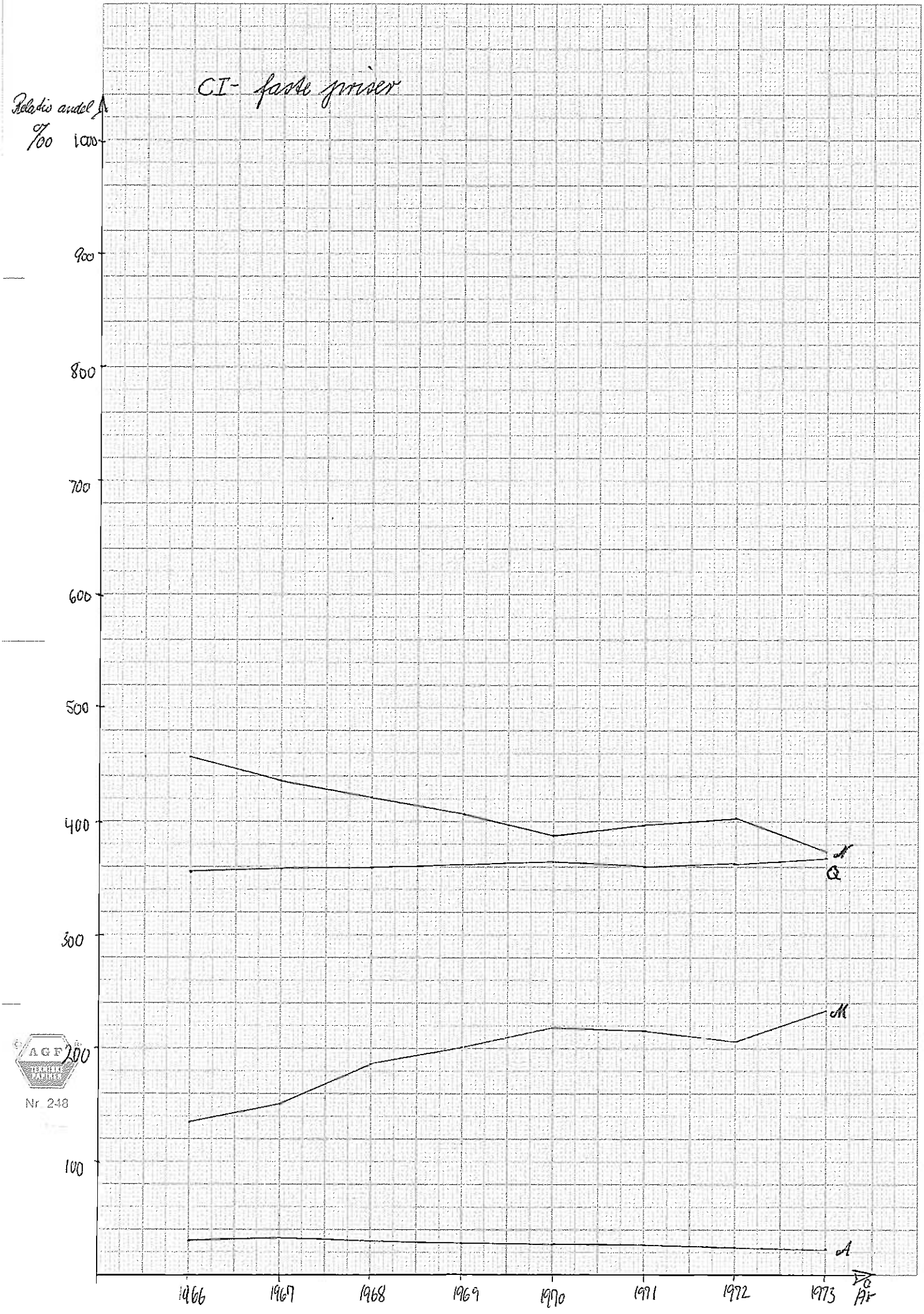
	A	N	B	H	Q	O	M
1966	.008395	.005697	.000000	.000000	.915575	.064405	.005926
1967	.005455	.004659	.000000	.000000	.906388	.075104	.008394
1968	.005274	.003607	.000000	.000000	.901250	.083843	.006028
1969	.004799	.003396	.000000	.000000	.896232	.090728	.004845
1970	.004500	.003157	.000000	.000000	.891633	.096505	.004205
1971	.005696	.002971	.000000	.000000	.881137	.105918	.004277
1972	.005162	.002915	.000000	.000000	.879288	.108854	.003780
1973	.004481	.002819	.000000	.000000	.876792	.111165	.004743
m	.005470	.003653	-	-	.893537	.092065	.005275
s	.001260	.001015	-	-	.013930	.016820	.001491


CF - ~~løbende~~ faste priser
Relative andele
(1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
N
Q
M
A
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

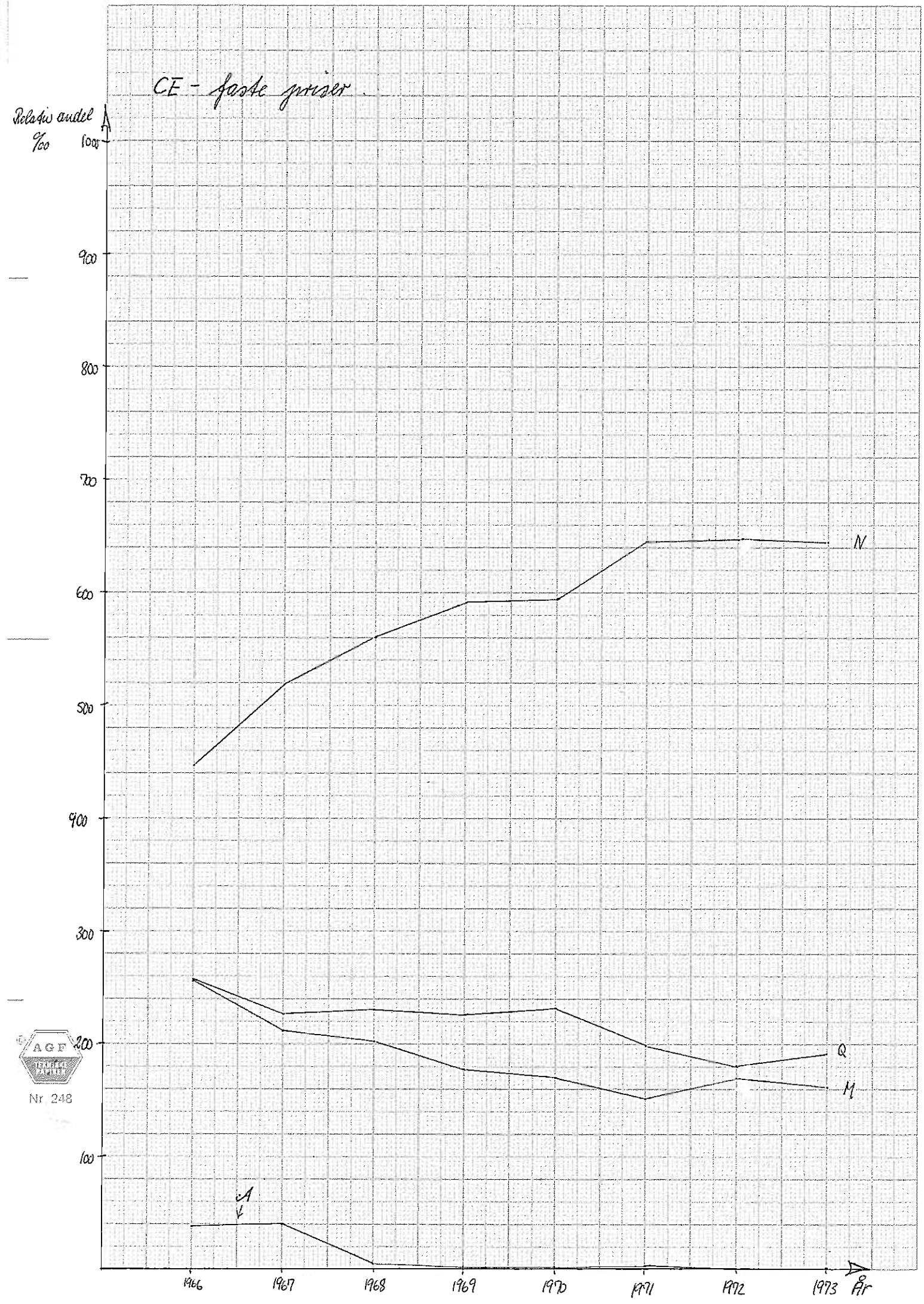
AGF
Nr 248


CN - faste priser
Relativ andel
(1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
N
Q
M
A
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

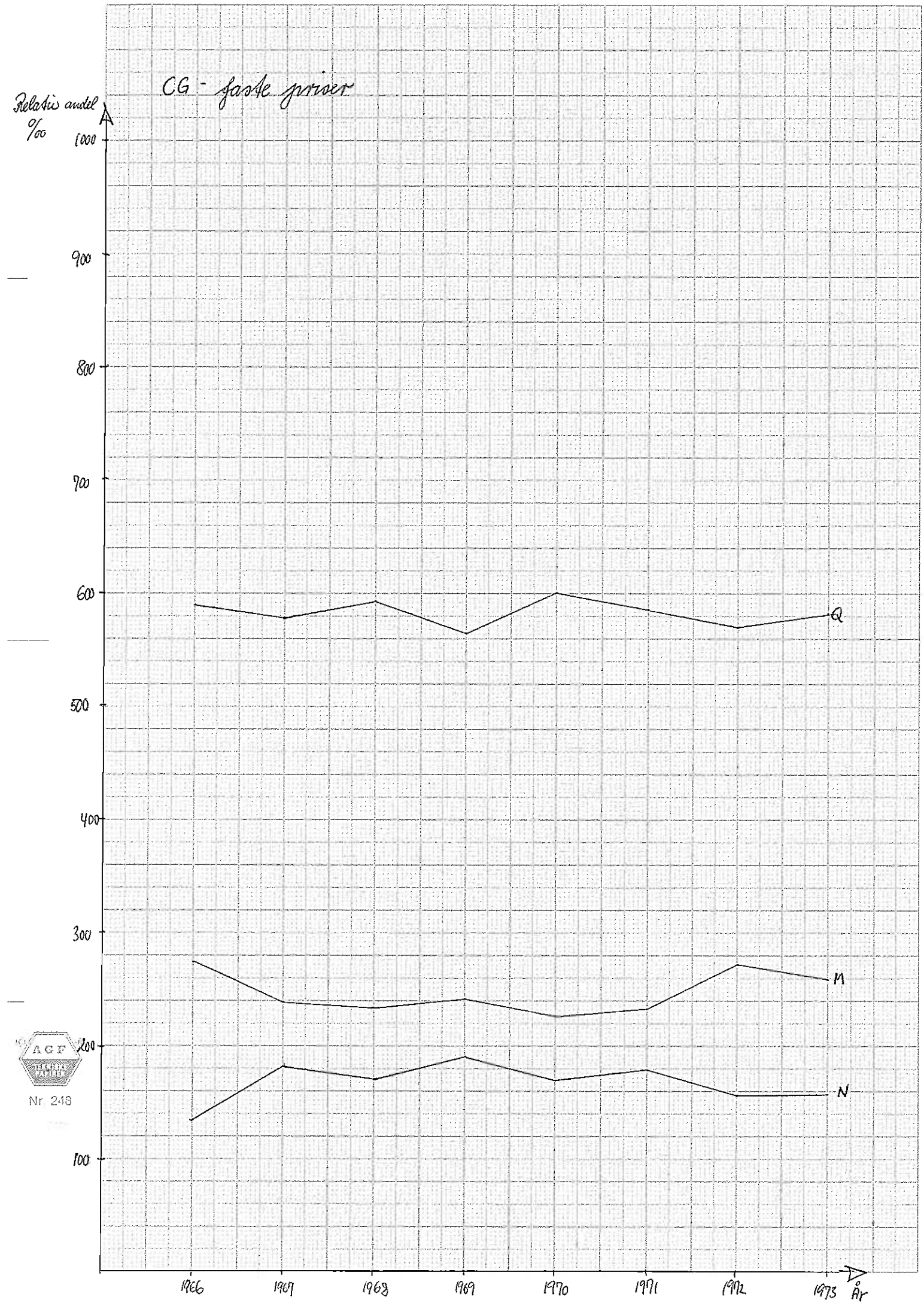
AGF
Nr. 248


CI- faste priser
Relativ andel
‰
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
Å
A
Q
M
M

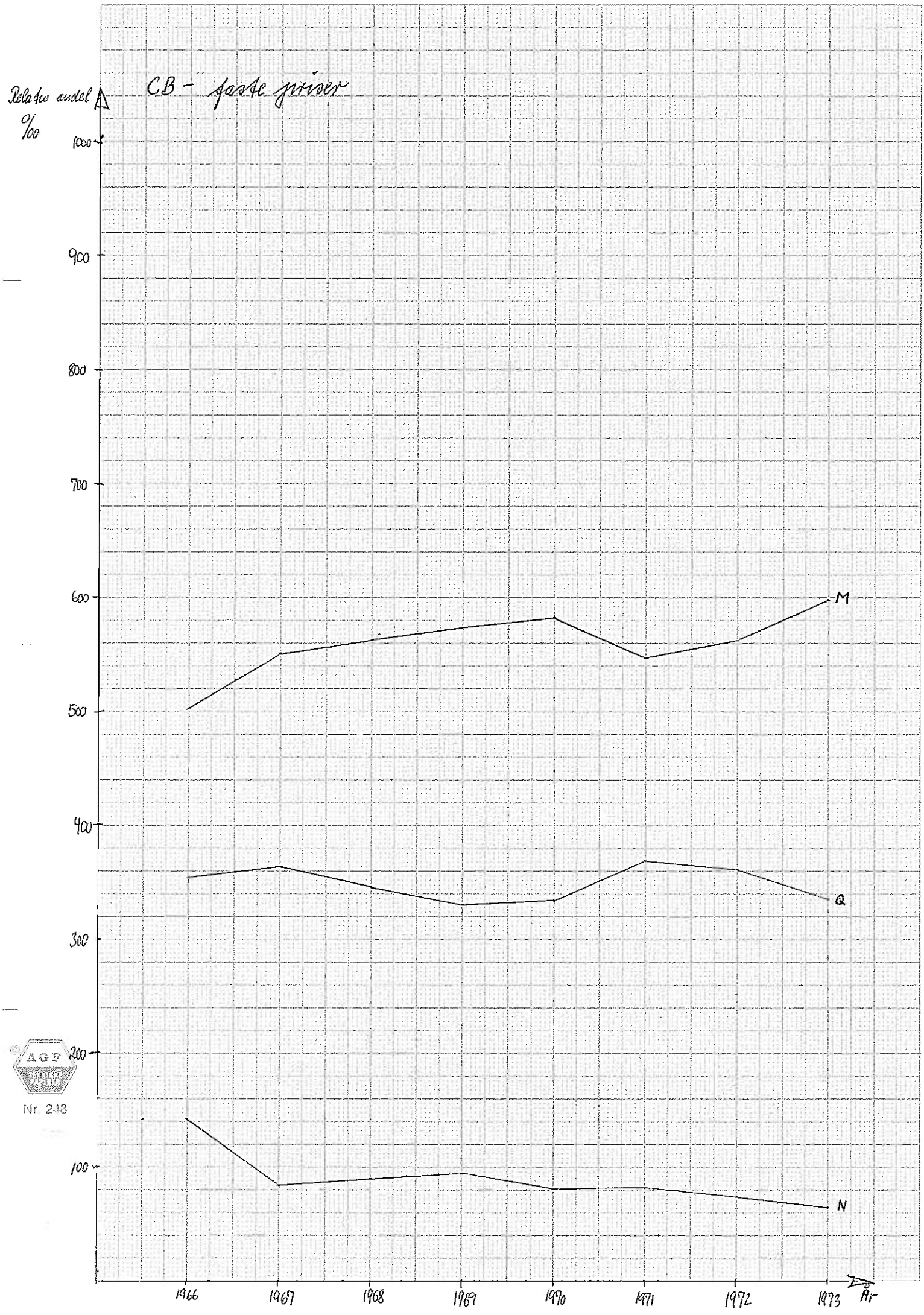
AGF
Nr. 248


CE - faste priser
Relativ andel
‰
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
N
Q
M
A
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

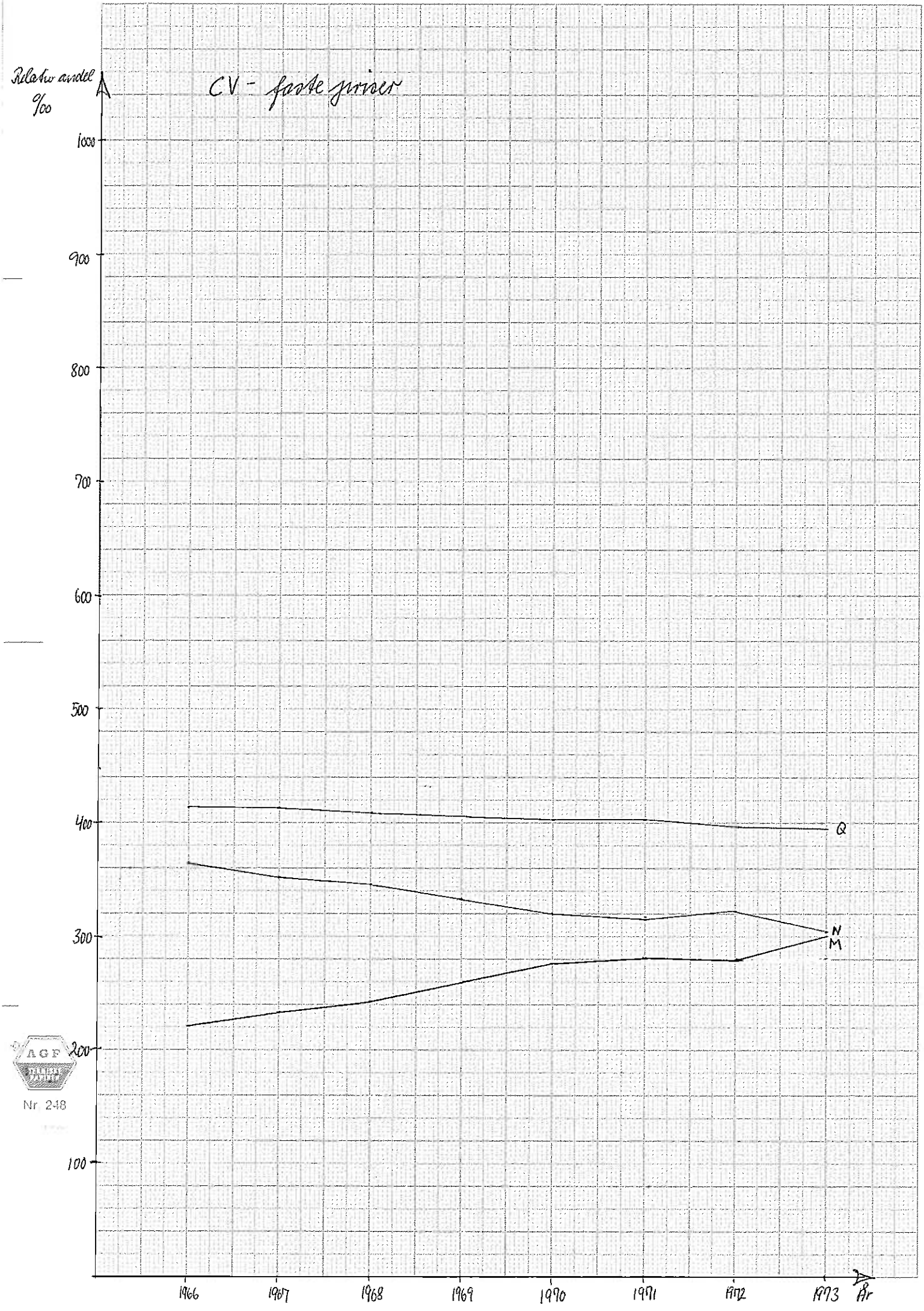
AGF
Nr 248


CG - faste priser
Relativ andel
‰
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
M
N
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

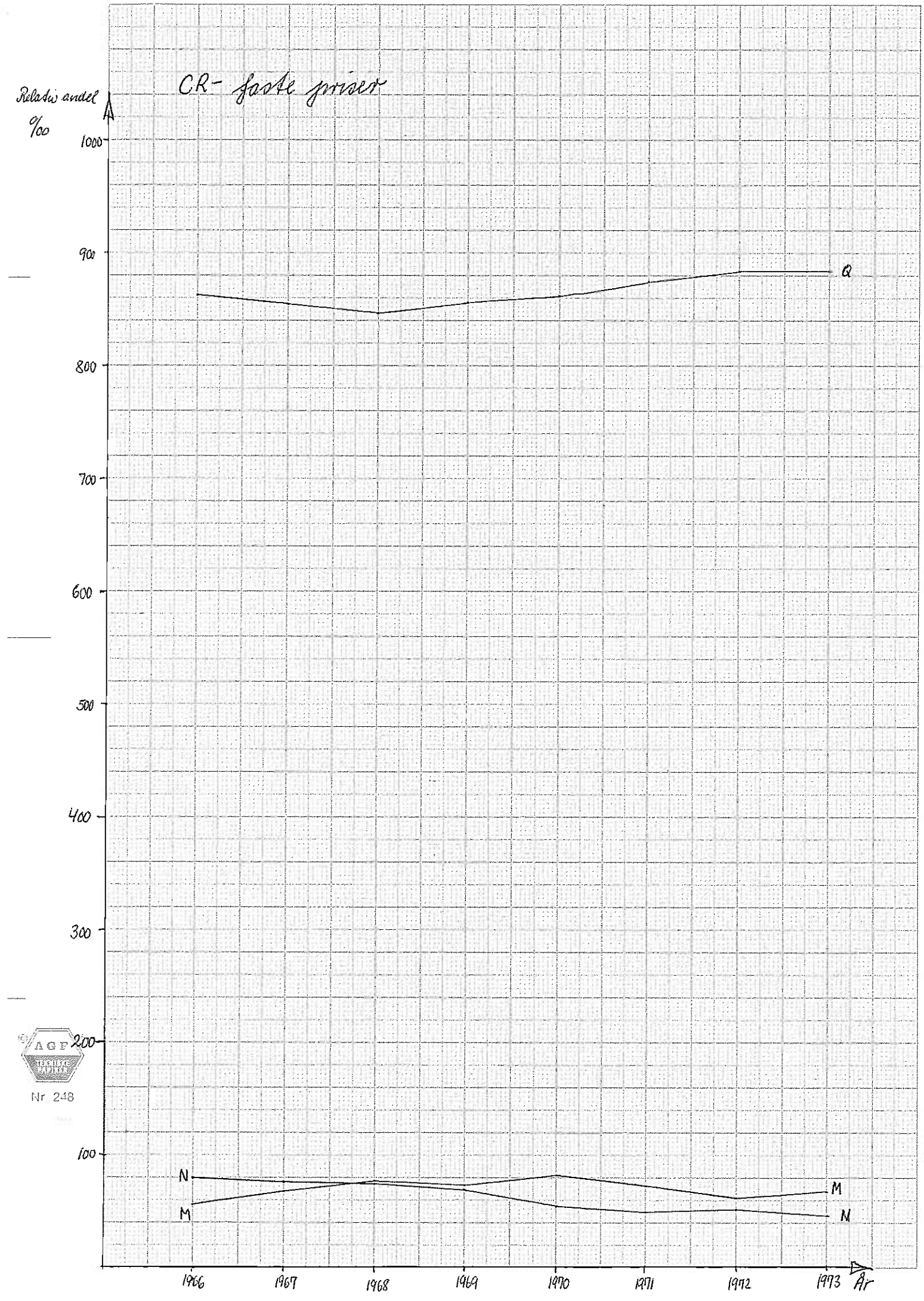
AGF
Nr 248


CB - faste priser
Relativ andel
‰
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
M
Q
N
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

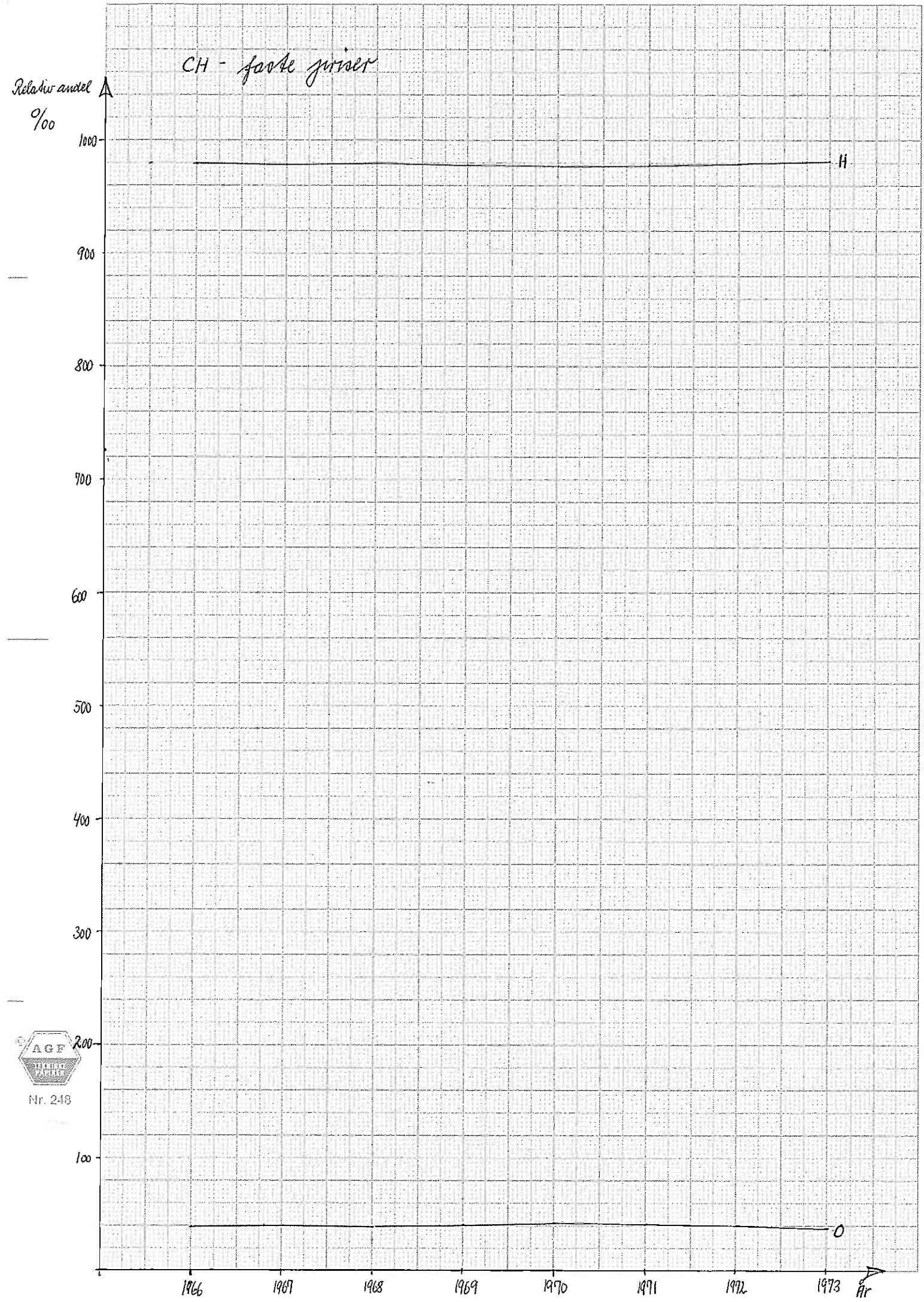
AGF
Nr. 248


Relativ andel
‰
CV - faste priser
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
N
M
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

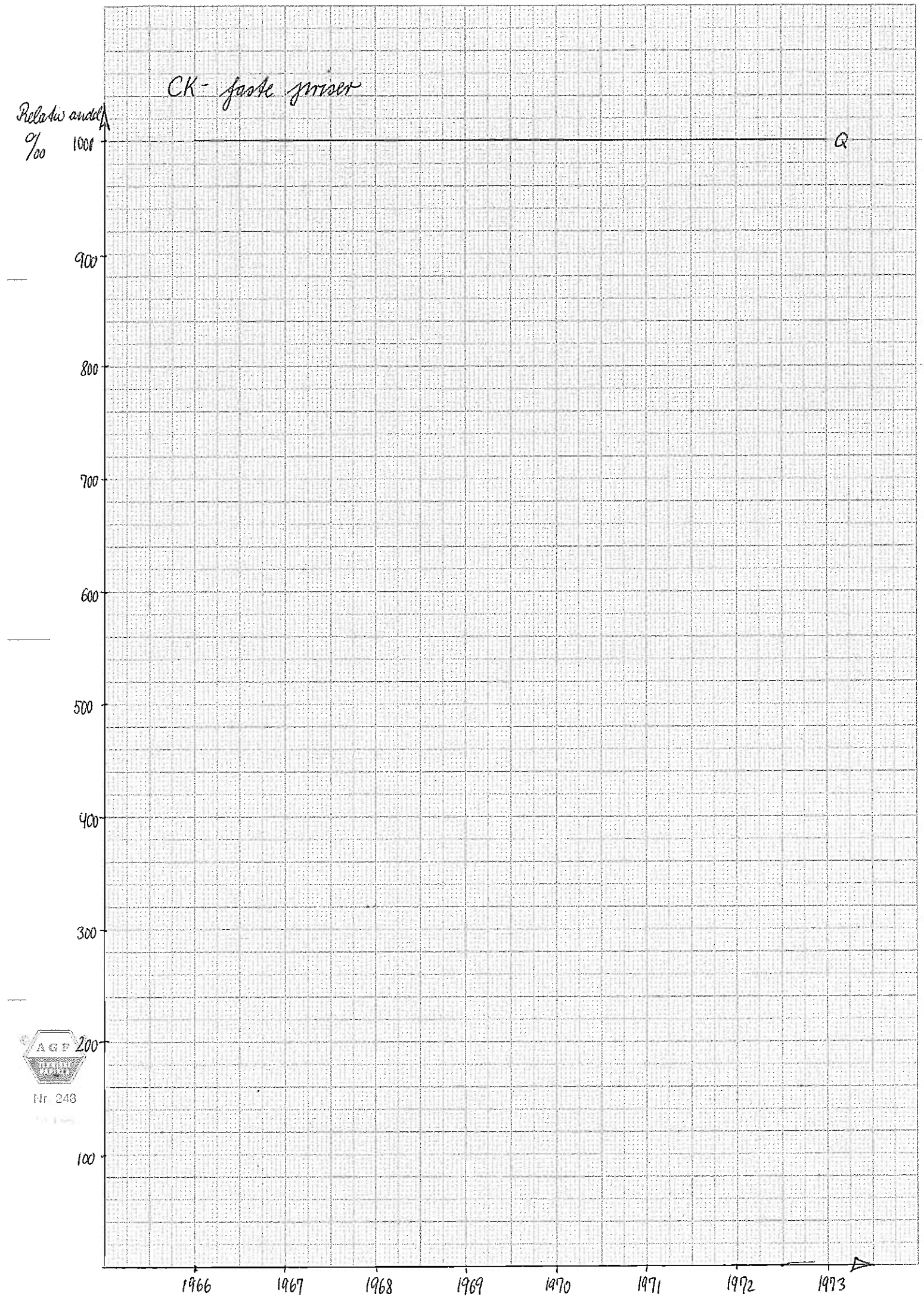
AGF
Nr 248

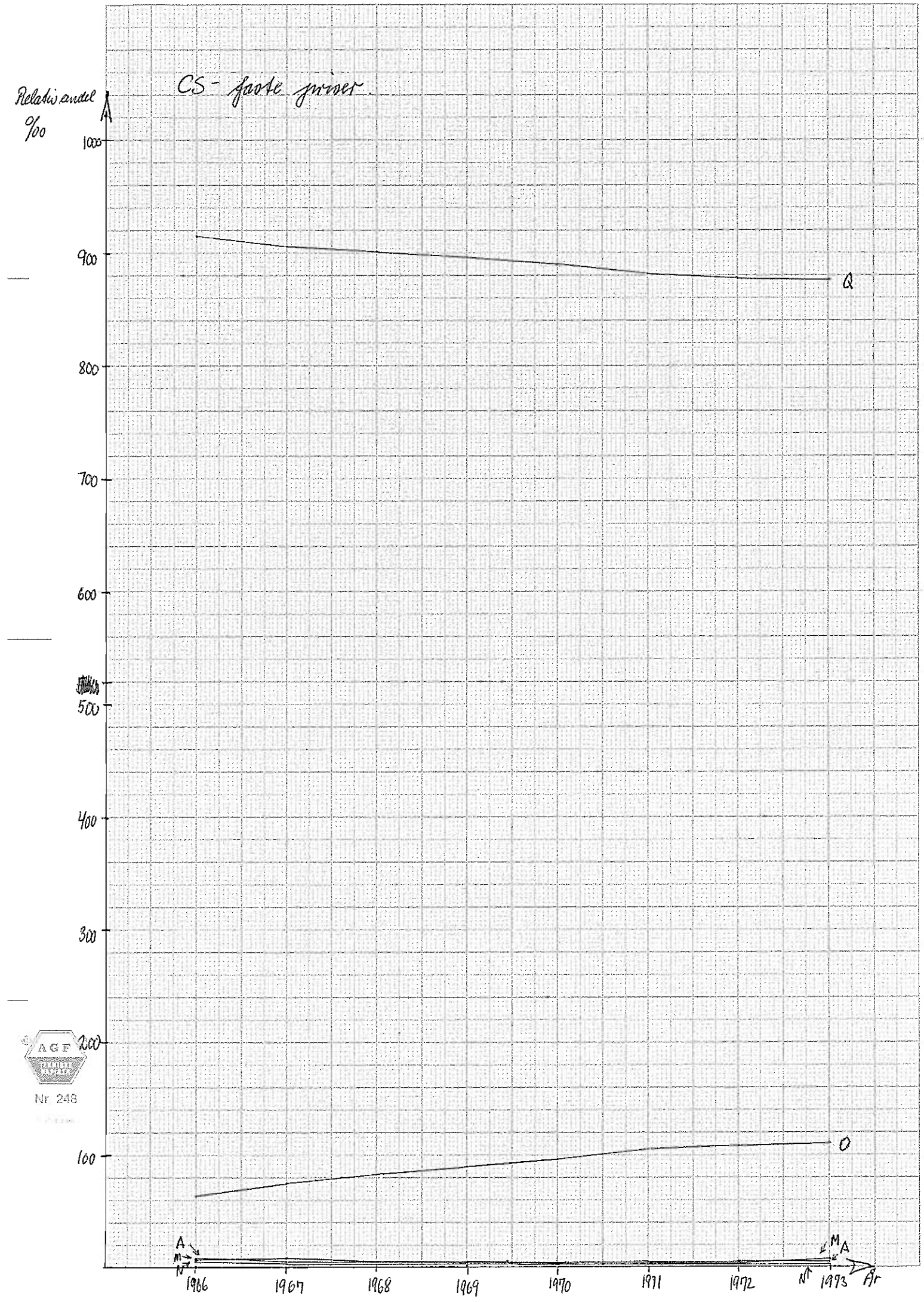

CR- faste priser
Relativ andel
‰
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
N
M
M
N
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
Ar

AGF
Nr 248

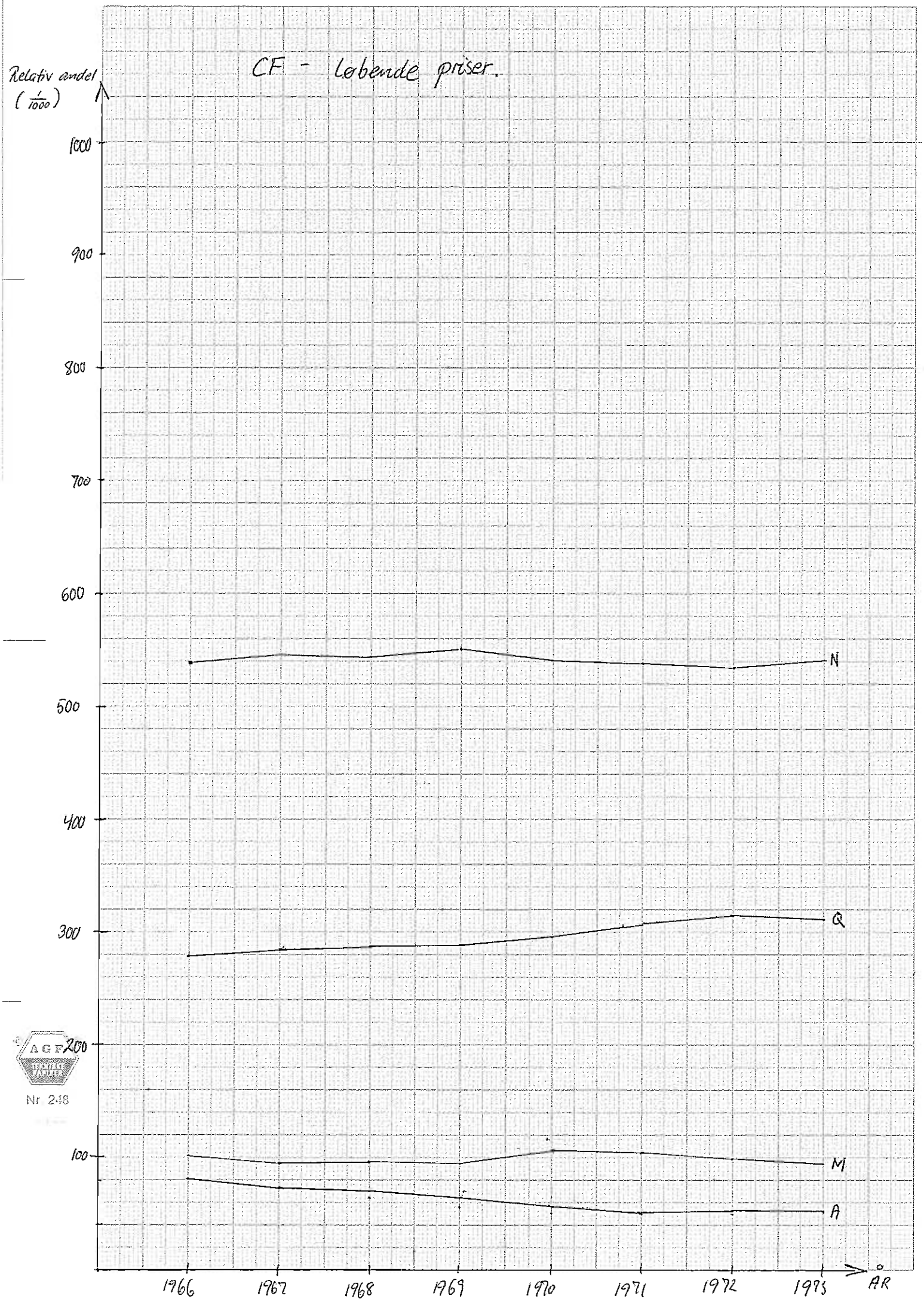

CH - faste priser
Relativ andel
‰
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
H
O
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
Ar

AGF
Nr. 248

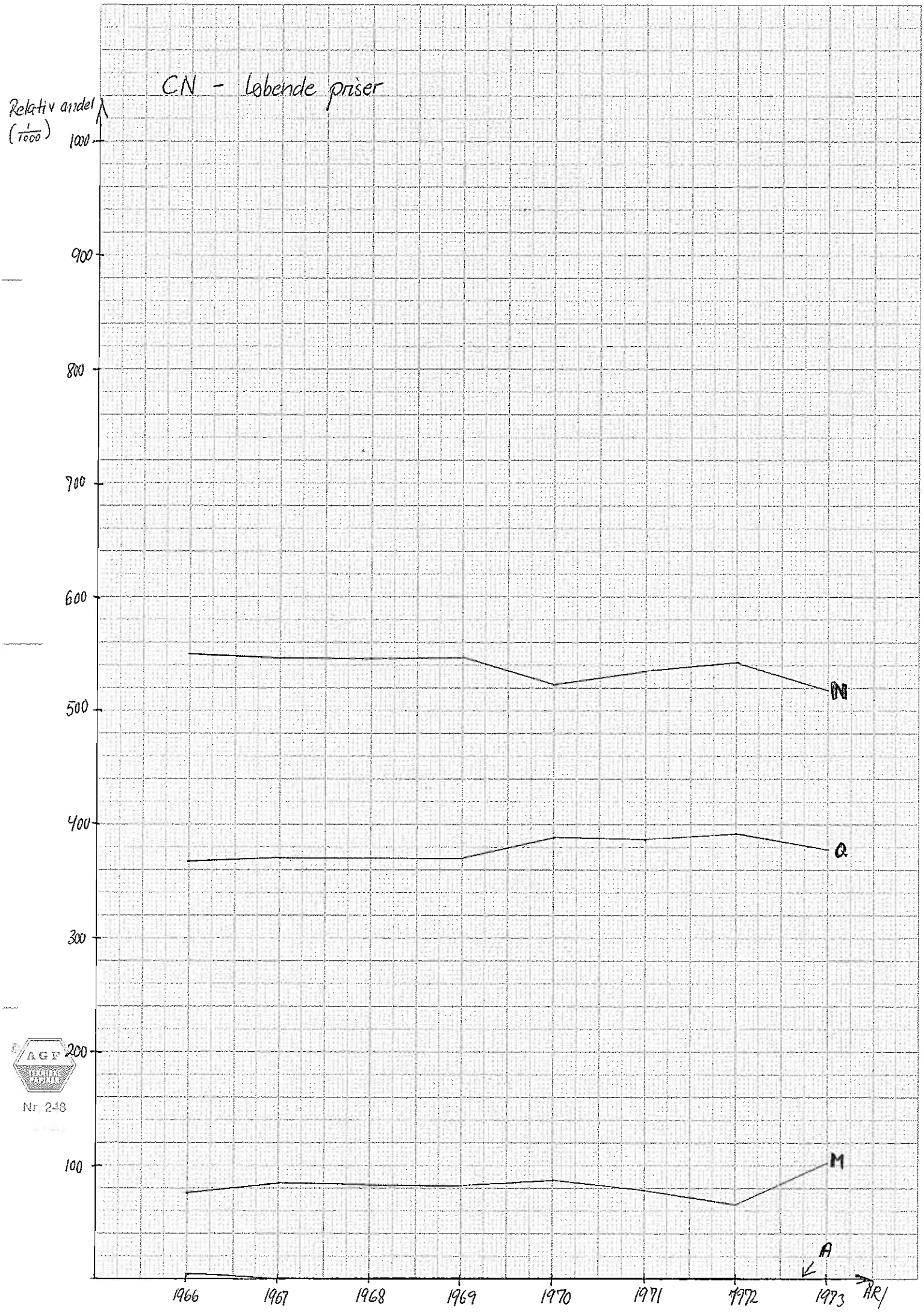

CK- faste priser
Relativ andel
‰
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973


CS - faste priser
Relativandel
‰
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
O
A
M
N
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
Nr
Ar

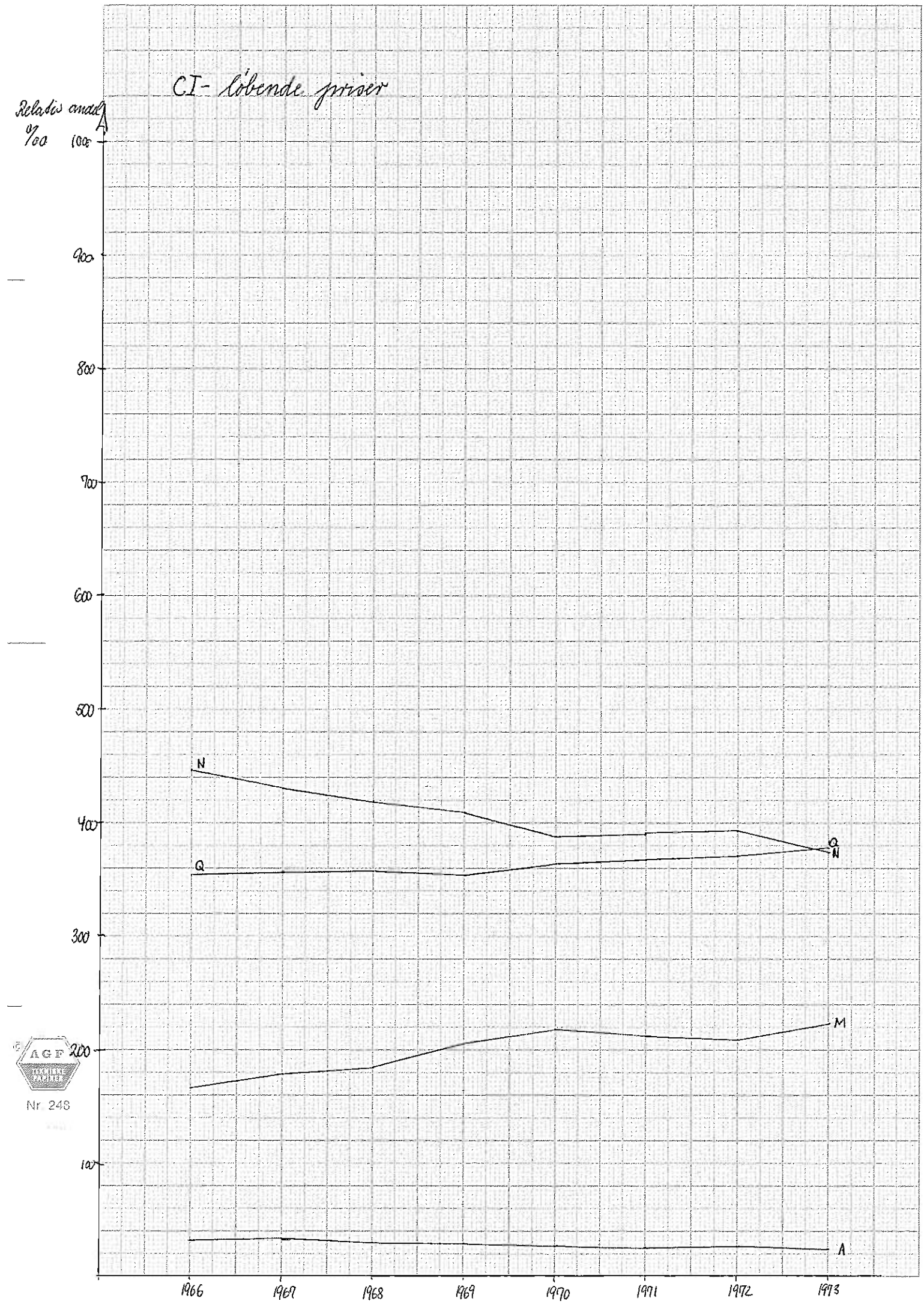
AGF
Nr 248


CF - løbende priser.
Relativ andel
(1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
N
Q
M
A
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
AR

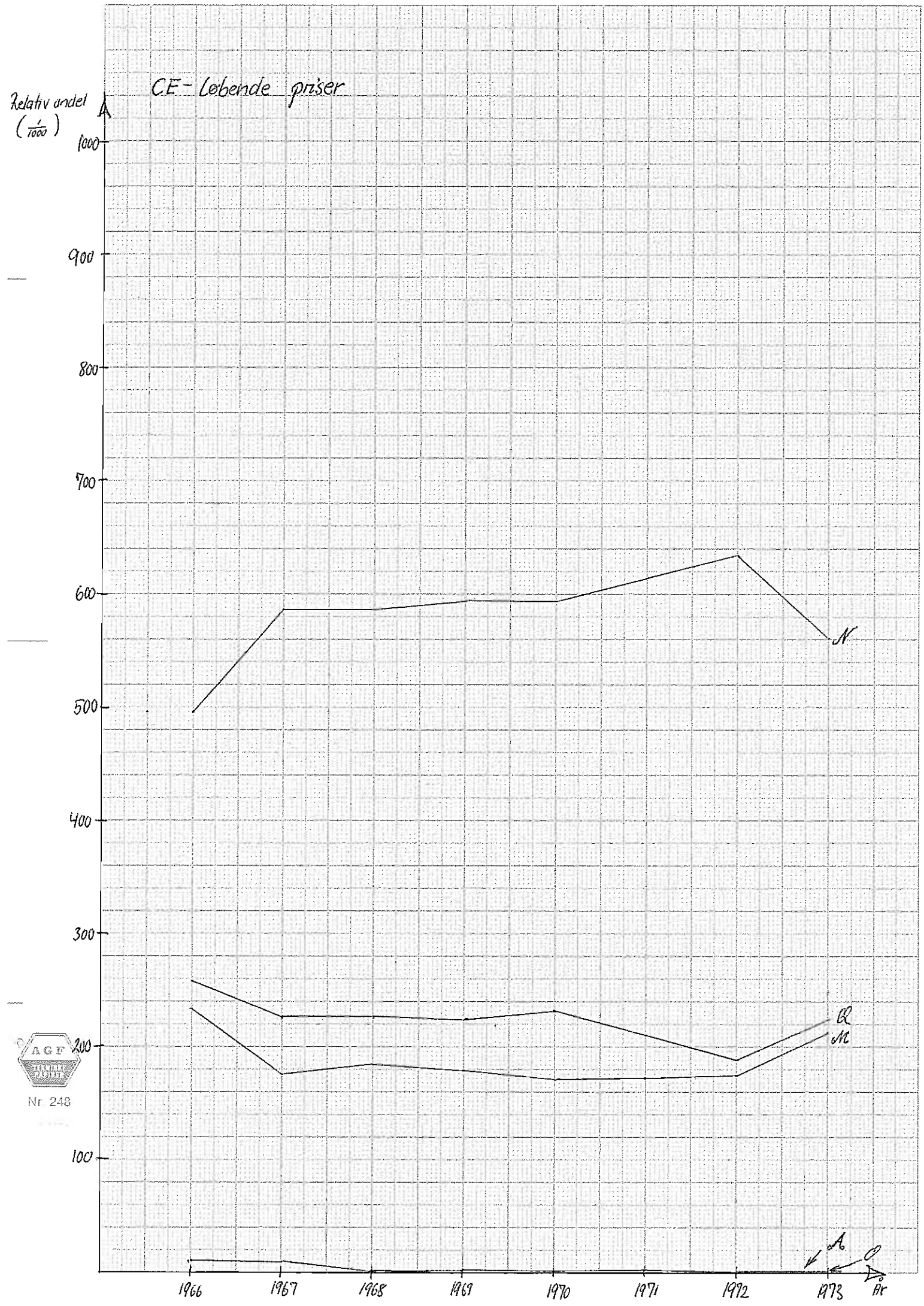
AGF
Nr 248


CN - løbende priser
Relativ andel
(1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
N
Q
M
A
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
ÅR/

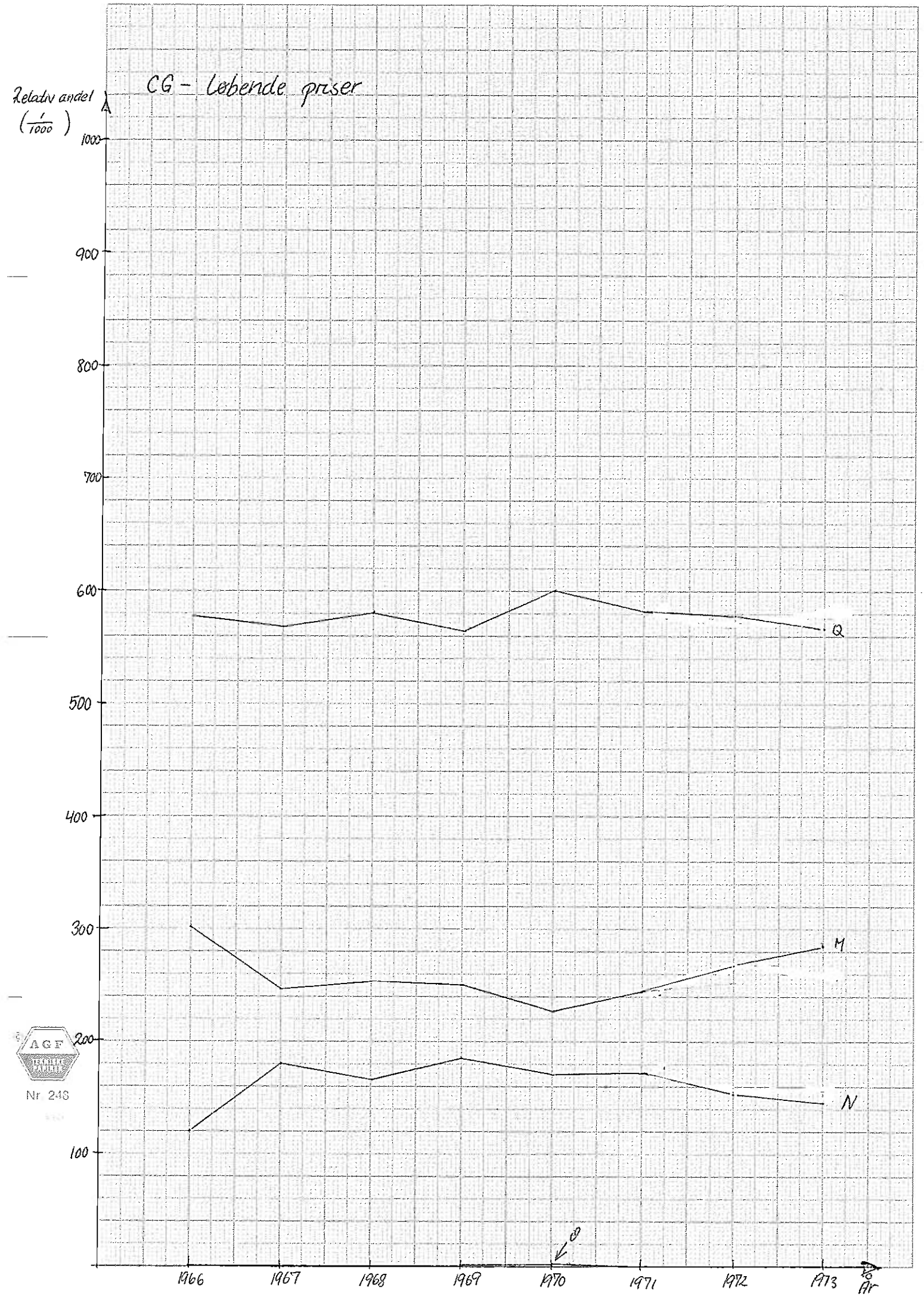
AGF
Nr. 248


CI- löbende priser
Relativ andel
‰
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
N
Q
Q
N
M
A
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973

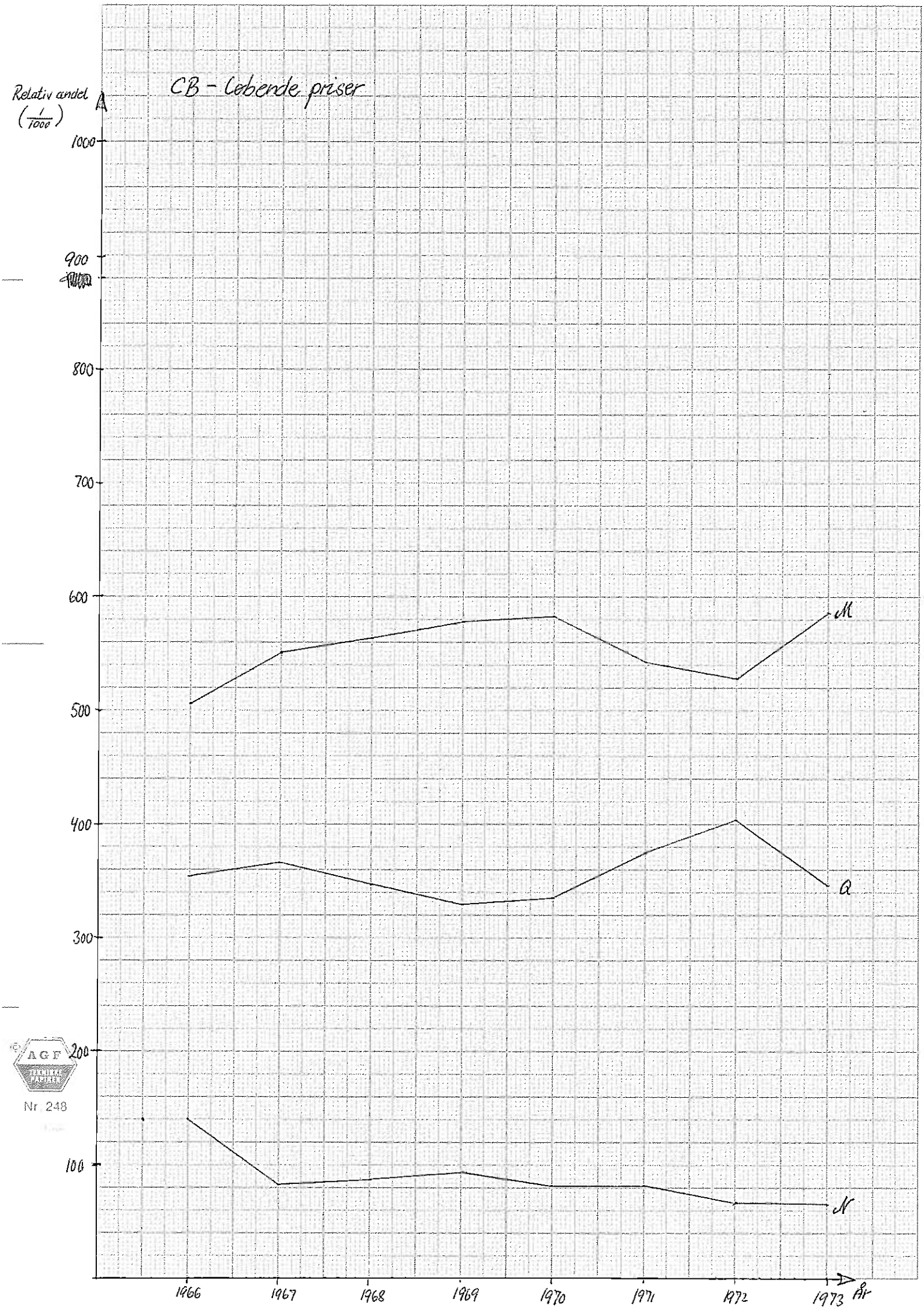
AGF
Nr 246


CE- Løbende priser
Relativ andel
(‰)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
N
G
M
A
O
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
Ar

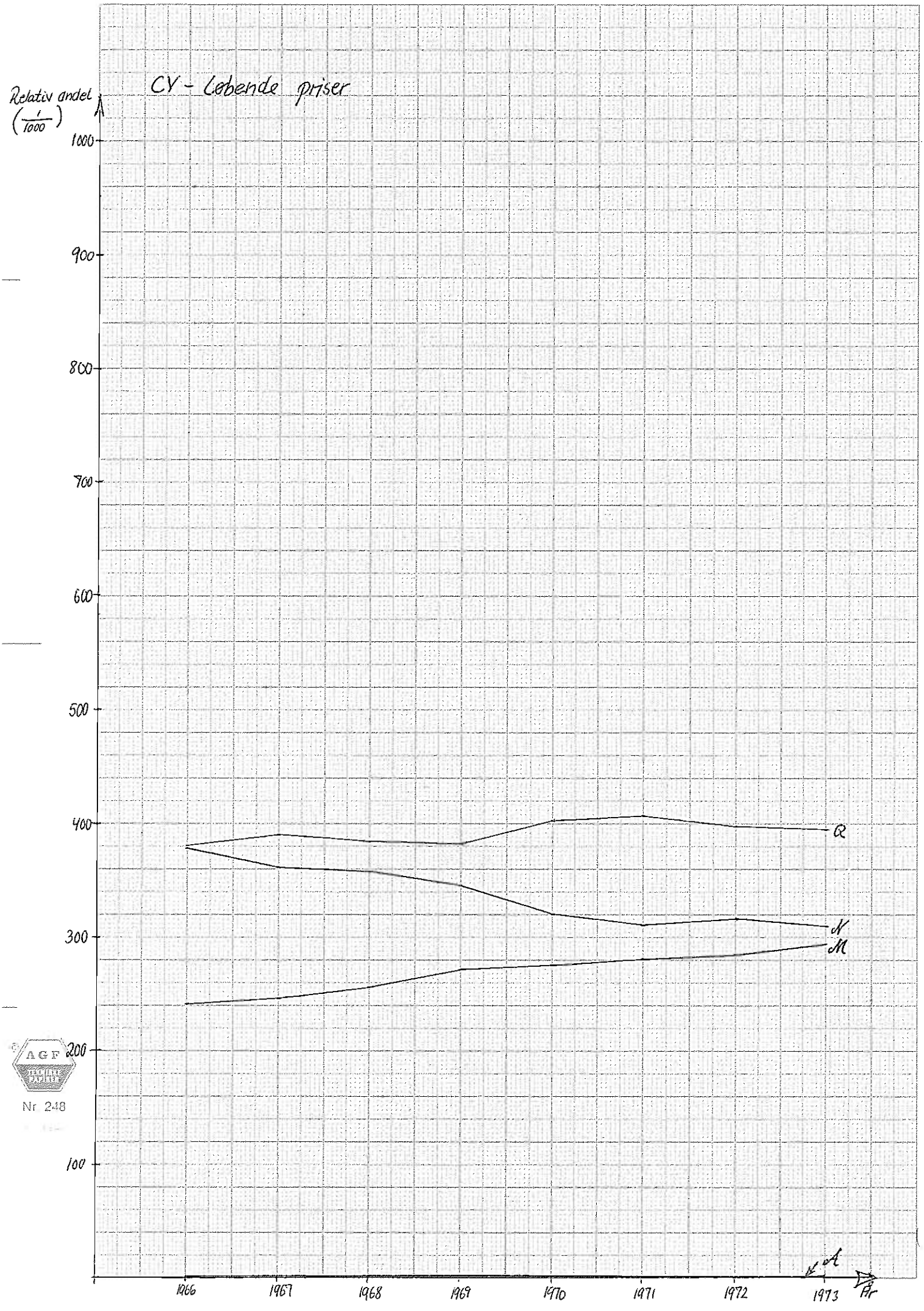
AGF
Nr 248


CG - Løbende priser
Relativ andel
(1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
M
N
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

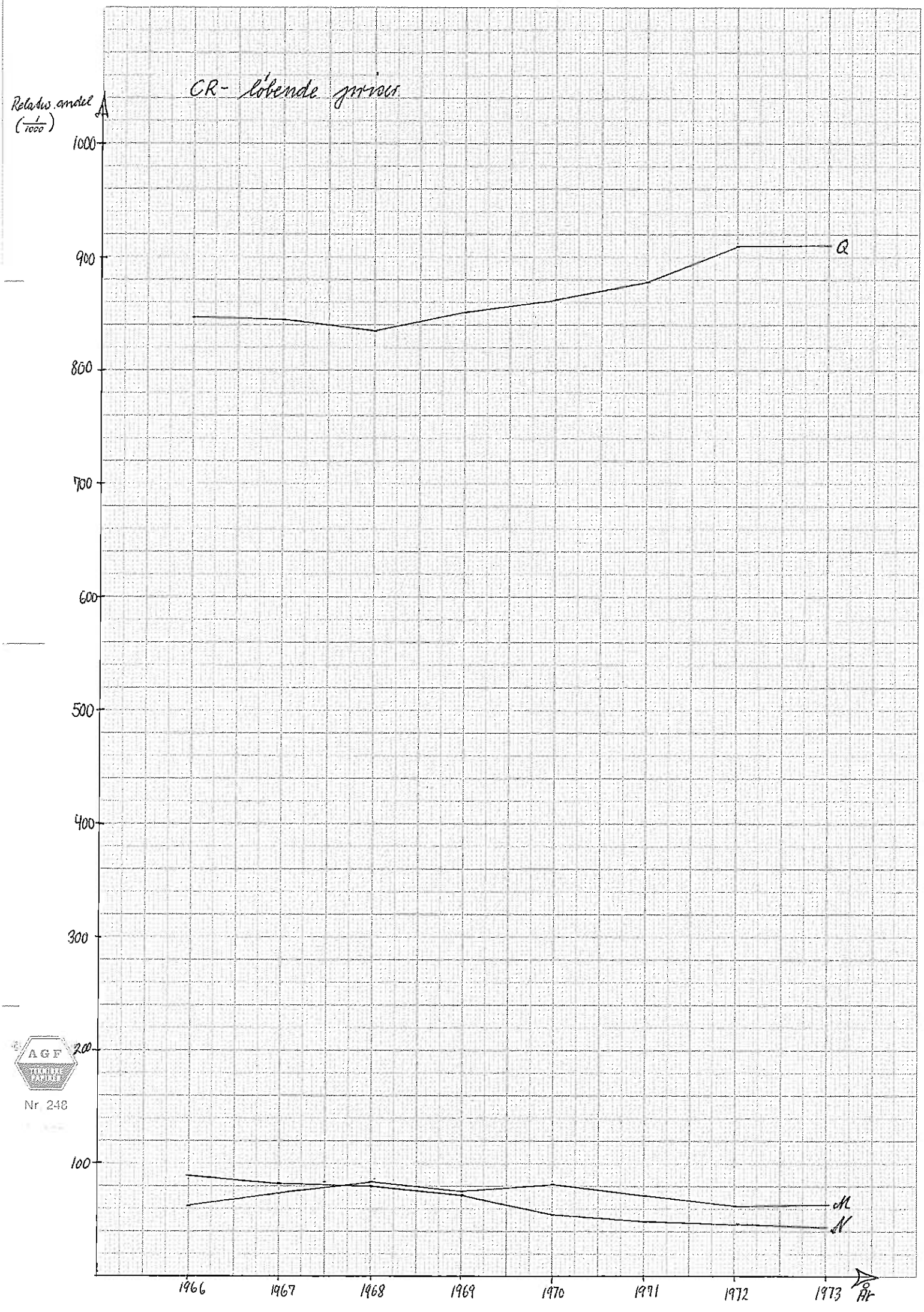
AGF
Nr 248


CB - Løbende priser
Relativ andel (1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
M
Q
N
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

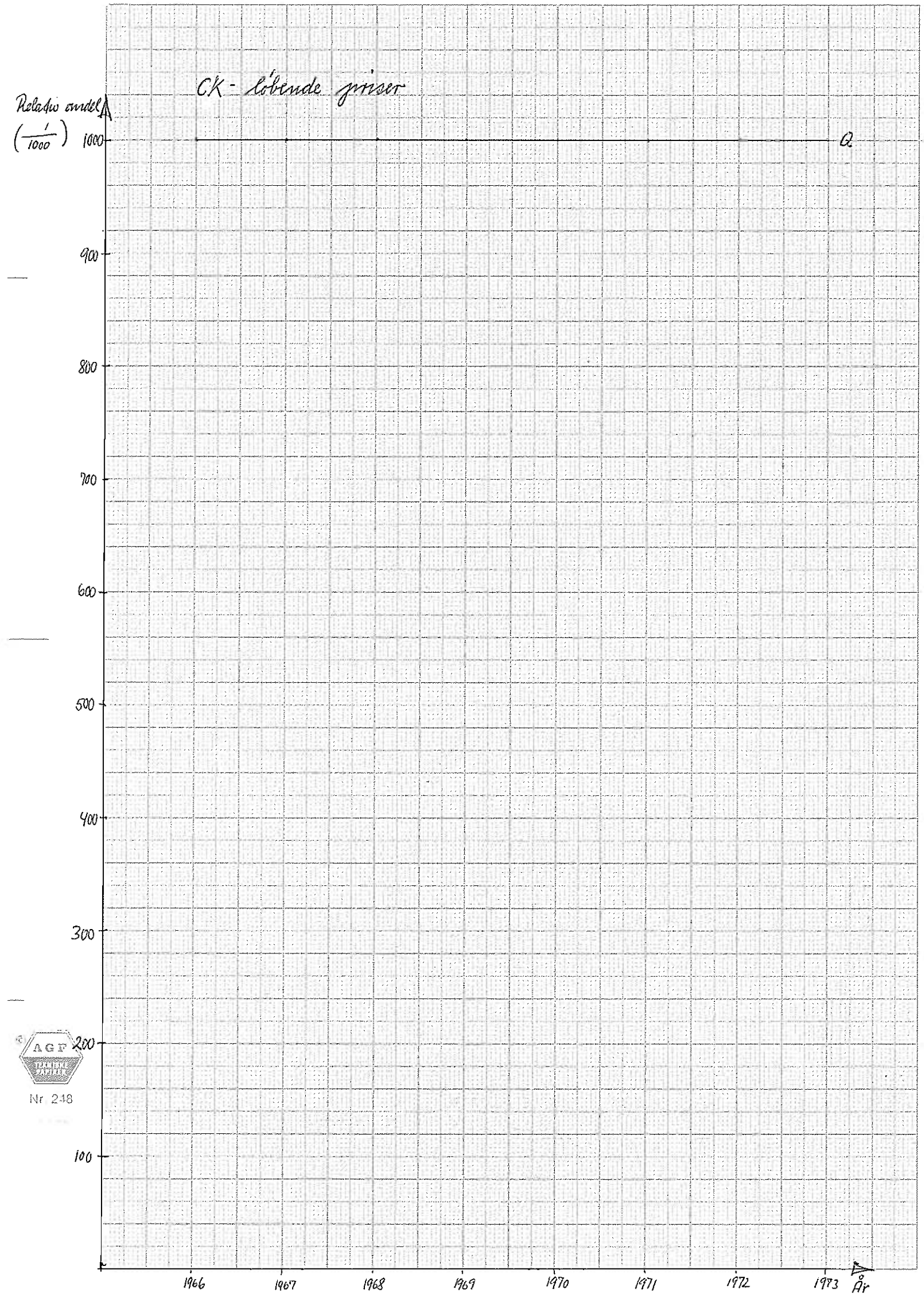
AGF
Nr. 248


CV - Løbende priser
Relativ andel (1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
N
M
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

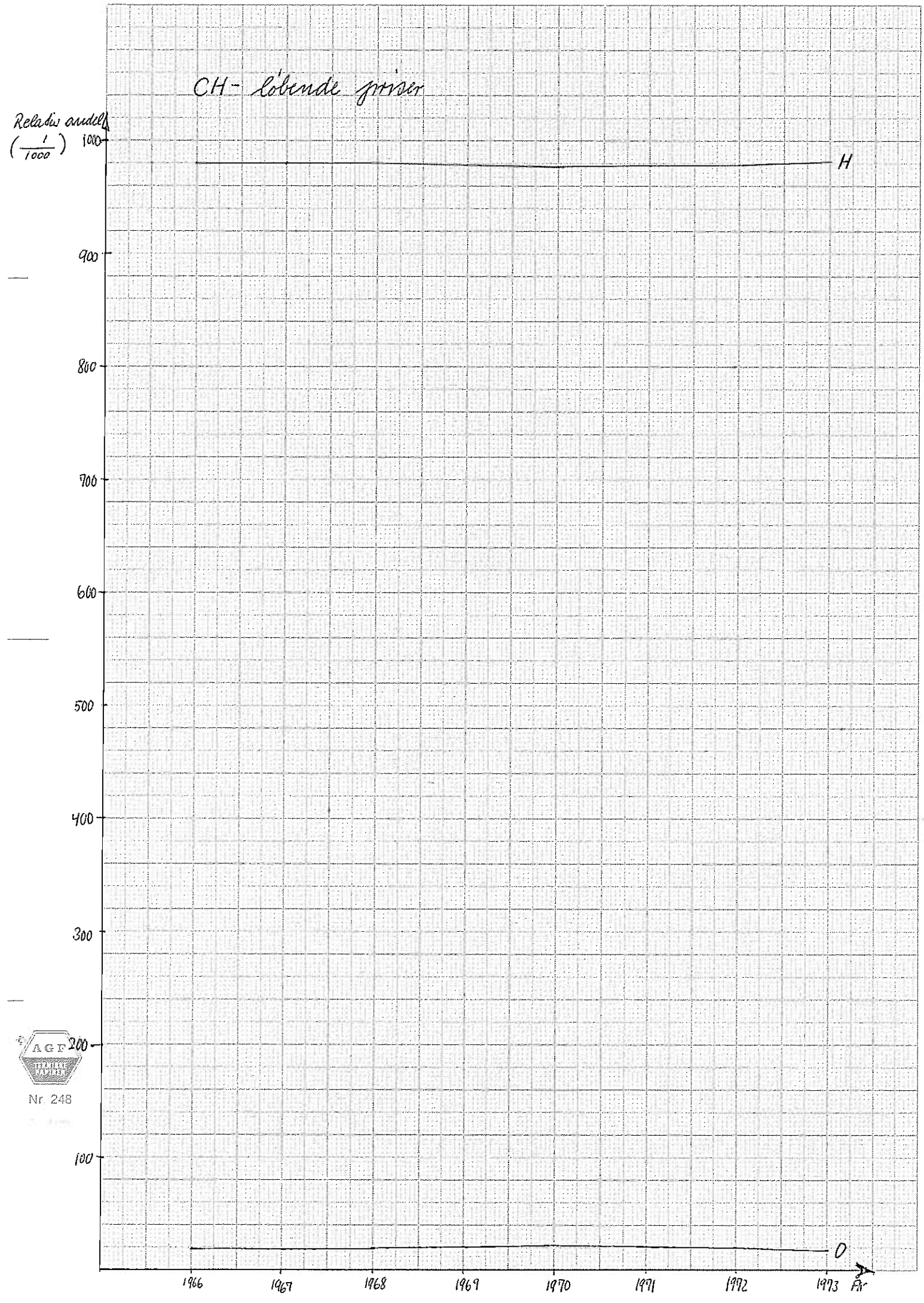
AGF
Nr. 248


CR- löbende priser
Relativ andel (1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
M
N
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

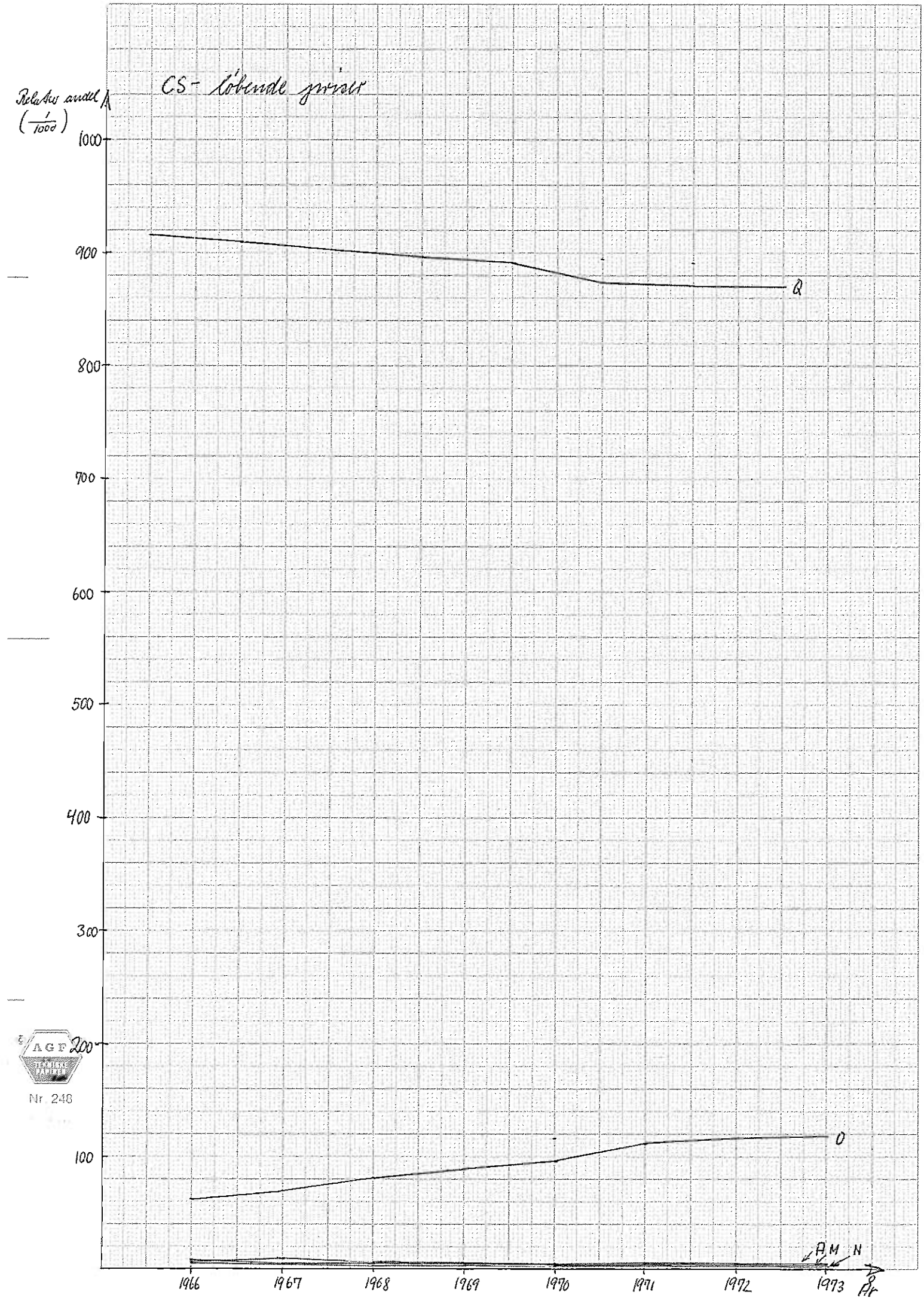
AGF
Nr 248


CK - löbende priser
Relativ andel
(1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
a
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

AGF
Nr 248


CH- löbende priser
Relativ andel
(1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
H
0
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
År

AGF
Nr. 248


CS- löbende priser
Relativ andel
(1/1000)
1000
900
800
700
600
500
400
300
200
100
Q
O
A M N
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
år

AGF
Nr. 248

Til intern brug!

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

27. marts 1979
EV/EV

Lidt om ensidige overførsler

1. Indledning

I ADAM december 1978 er de ensidige overførsler fra udlandet netto - som disse fremgår af betalingsbalancestatistikken - opdelt i to kategorier:

- Tenk Valutahandlernes kursfortjeneste (netto) i forbindelse med valutaterminsforretninger med udlandet, som danske valutahandlere har indgået med valutaudlændinge før en ændring af parikursen mellem de handlede valutaer, og som er effektueret efter en sådan ændring.
- Tenu Ensidige overførsler i øvrigt netto.

Både Tenk og Tenu er eksogene, jf. PUD,EV 8. januar 1979.

I det følgende afsnit skal siges lidt om data for de ensidige overførsler, og dernæst fremkommer der nogle korte bemærkninger om den historiske sammenhæng mellem udviklingsbistanden i form af gaver og BNP med henblik på et muligt oplæg til endogenisering af Tenu.

2. Datagrundlaget

I nedenstående tabel 1 er for de seneste år vist brutto- og nettooverførsler af ensidig art til/fra udlandet. Som supplement hertil er i tabel 2 vist de ensidige overførsler opdelt på betalingsformål. Oplysningerne stammer fra Danmarks Nationalbanks valutastatistik over de registrerede betalinger. Det ses, at betalingsbalancestatistikkens oplysninger - på enkelte undtagelser og afrunding nær - er sammenfaldende med valutastatistikkens opgivelser. Dette udsagn gælder i hvert fald, når man betragter nettotallene for 1970'erne, jf. tabel 1 søjle (3) og tabel 2 søjle (12) - eller tabel 1 søjle (4) og tabel 2 søjle (10).

Afvigelserne i 1974 og 1975 skyldes, at der i betalingsbalancestatistikkens opgivelser for disse år under ensidige overførsler er medtaget beløb, som er eftergivet ulande; disse værdier er ikke medtaget i Nationalbankens opgørelse over betalingerne, eftersom der jo netop ikke har fundet

nogen betaling sted. Med dette forhold in mente skulle et indblik i karakteren af de ensidige overførsler kunne opnås ved at betragte den fordeling efter formål, som kan aflæses af tabel 2.

Tabel 1 Betalingsbalancens ensidige overførsler 1967-1978

År	Brut.udg. (1)	Brut.indt. (2)	Net.fra udl. (3)	Tenu (4)	Tenk (5)	Tefr (6)
1967	194	102	-92	-125	33	.
1968	267	315	-48	-179	227	.
1969	345	117	-228	-243	15	.
1970	420	129	-291	-291	-	.
1971	574	184	-390	-391	1	.
1972	828	231	-597	-591	-6	.
1973	879	255	-624	-680	56	2020
1974	1103+	272	-831+	-796	-35	1769
1975	1283+	275	-1008+	-1053	45	1428
1976	1510	315	-1195	-1115	-80	2503
1977	1525	380	-1145	-1243	98	3450
1978	1670	350	-1320	-1391	71	3995
1979						
1980						

+) Indeholder eftergivne ulandslån.

Kilde: Statistisk Tiårsoversigt 1978, Statistiske Efterretninger, B nr. 18 1979 samt materiale i Danmarks Statistik.

3. Analyse af nettostrømme

Af tabel 2 søjle (3) ses, at det først og fremmest er ulandsbistanden, der bidrager til væksten i Tenu. At udskille ulandsbistanden (privat og offentlig) fra Tenu og forsøge at forklare denne endogent og så lade resten af Tenu være eksogen kunne derfor overvejes, ifald Tenu skulle for-

Tabel 2. Registrerede betalinger (netto) fra udlandet fordelt på formål.

År	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
1967			-87									-91		
1968			-109									81		
1969			-163									-147		
1970			-224									-290		
1971	-243	-35	-278	-50	-56	26	-33	-	-113	-391	1	-390	.	-390
1972	-389	-50	-439	-47	-62	40	-83	-	-152	-591	-6	-597	.	-597
1973	-336	-49	-385	-144	-66	-13	-72	-	-295	-680	56	-624	2020	1396
1974	-435	-46	-481	-105	-81	29	-133	-7	-297	-778	-35	-813	1769	956
1975	-550	-45	-595	-137	-89	-52	-160	-9	-447	-1042	45	-997	1428	431
1976	-614	-38	-652	-189	-90	-25	-148	-12	-464	-1116	-80	-1196	2503	1307
1977	-772	-39	-811	-173	-109	28	-168	-12	-434	-1245	98	-1147	3449	2302
1978	-935	-54	-989	-51	-131	-29	-172	-19	-402	-1391	71	-1320	3994	2674
1979														

(1) Statslige gaveydelser og bidrag til udviklingslande (administreres af DANIDA)
(2) Gaver fra private med karakter af U-landshjælp
(3) Ulandsbistand i alt
(4) Statslige administrationsbidrag til internationale organisationer m.v. samt erstatninger fra den danske stat
(5) Bidrag til arbejdet i Sydslesvig
(6) Arv, gaver og erstatninger fra private
(7) Udenlandske statsborgeres hjemsendelse af arbejdsfortjeneste
(8) Skønnede ensidige betalinger
(9) Ensidige overførsler bortset fra ulandsbistand, kursgevinster på valutaterminsforretninger og EF-overførsler
(10) Ensidige overførsler i alt, eksklusive kursgevinster på valutaterminsforretninger og EF-overførsler
(11) Kursgevinster på terminsforretninger (=Tenk)
(12) Ensidige overførsler i alt eksklusive De Europæiske Fællesskaber
(13) De Europæiske Fællesskaber (inklusive FEOGA) ifølge Nationalbanken
(14) Ensidige betalinger i alt ifølge Nationalbanken

Kilde: Danmarks Nationalbank, Beretning og regnskab, diverse årgange samt materiale i Danmarks Statistik

søges endogeniseret.

Opmærksomheden skal henledes på det forhold, at den statslige ulandsbistand omfatter dels egentlige gaver dels lån. Som anført i Finanslovsforslaget for 1978, jf. anmærkninger II til Forslag til Finanslov for 1978, s. 280 fremlægger regeringen hvert år en plan for den statslige ulandsbistands størrelse (omfattende både lån og gaver (?)) for de kommende 5 år. Ifølge disse planer forventes ulandsbistanden (den statslige) at stige fra ca 0.7 % af bruttonationalproduktet i finansåret 1979 til 0.76 i finansåret 1981 for at nå 1 % af bruttonationalproduktet omkring 1990. Hvorledes fordelingen mellem ulandslån og egentlige gaveoverførsler er, har ikke her været undersøgt nøjere; ses dog på opgivelserne i Nationalbankens beretning (tabellen over kapitalbetalinger i bilagstabel 10) synes lån til ulande (offentlige kapitalanbringender i udlandet) som andel af summen af de statslige ulandslån og gaverne til udviklingslande at svinge mellem 0.36 og 0.47 i samme periode som ovenfor belyst - med et gennemsnit på godt 0.4. Hvis vi regner stort, er altså rundt halvdelen af ulandsbistanden gaver og halvdelen lån. Ihukommende dette skal omstående figur betragtes. I denne er vist forholdet mellem gavebistanden (både offentlig og privat) og ADAM's Y (BNP) Det ses, at denne kvote - her kaldet bteu - viser en nogenlunde jævn stigning med en størrelse på -.003 i 1978. Denne er måske lidt i underkanten af det, som på baggrund af ovenstående skulle forventes, men dog heller ikke helt ude af trit med forhåndsforventningerne. bteu bør ud fra ovenstående betragtninger anses for værende et økonomisk-politisk instrument.

Bagud i tid synes en regression med tiden som forklarende variabel med nogen velvilje at kunne accepteres til beskrivelse af udviklingen. I mangel af bedre kunne en sådan relation - estimeret på en kortere eller længere periode - tænkes anvendt ved fastlæggelse af det fremtidige niveau for bteu sammen med oplysninger om målsætningen for udviklingsbistandens størrelse som andel af BNP.

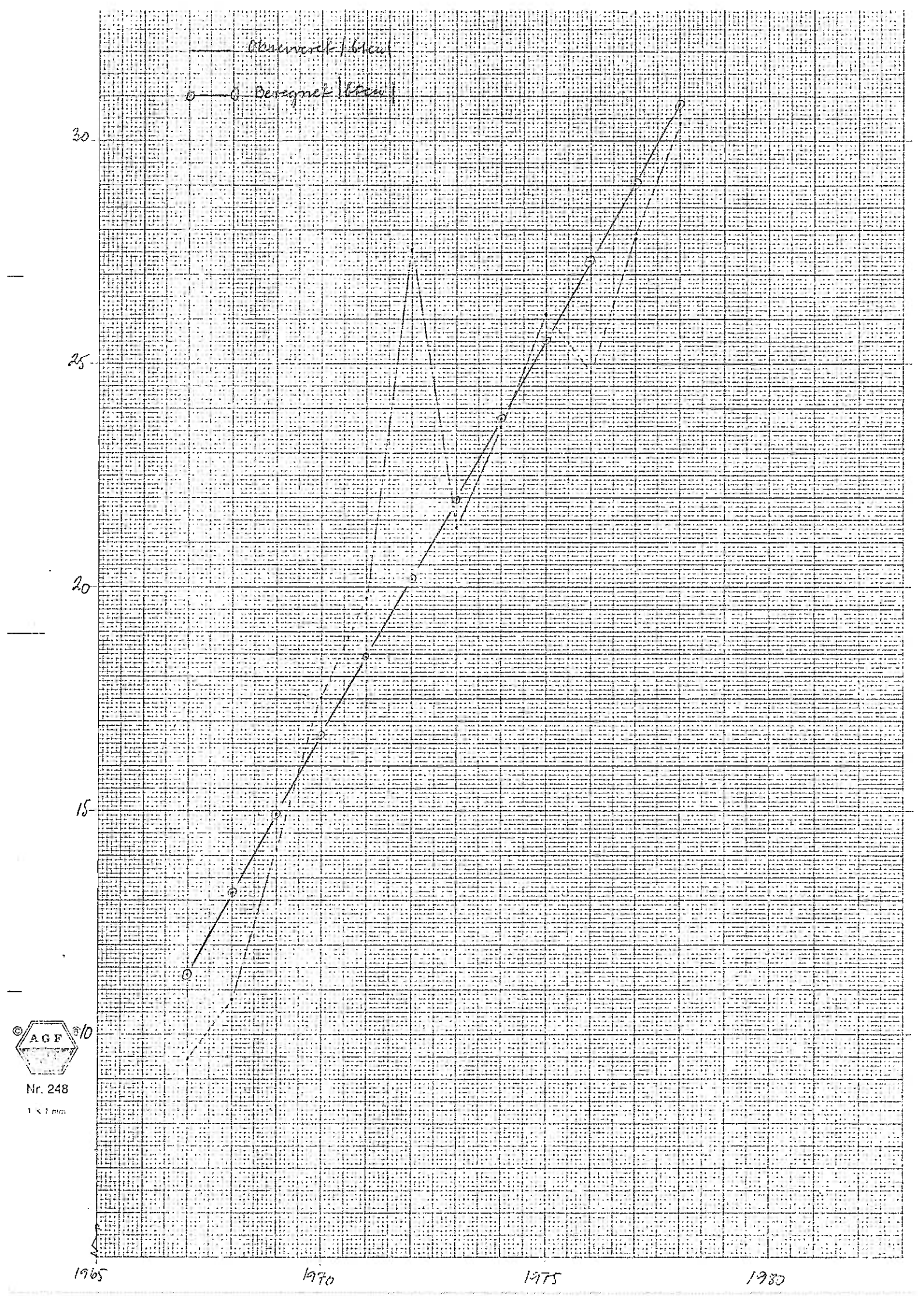
Med perioden 1967-1978 fås, jf. tillige tabel 4 nedenfor:

$$\text{bteu} = \underset{(0.00082)}{0.004173} - \underset{(0.0000229)}{0.0001770}\ \text{tid}$$

$n = 1967\text{-}1978 \qquad s = 0.000274 \qquad R^2 = 0.86 \qquad DW = 1.59$

Tabel 4.

	Ulandsbistand	Rest af Tenu	Y	bteu	$\hat{bteu}_1$
1967	-87	-38	91800	-0.000948	-0.001137
1968	-109	-70	101190	-0.001077	-0.001314
1969	-163	-80	115168	-0.001415	-0.001491
1970	-224	-67	127944	-0.001751	-0.001668
1971	-278	-113	140867	-0.001973	-0.001845
1972	-439	-152	159145	-0.002758	-0.002022
1973	-385	-295	180610	-0.002132	-0.002199
1974	-481	-315	203621	-0.002362	-0.002376
1975	-595	-458	227928	-0.002610	-0.002553
1976	-652	-463	262533	-0.002483	-0.002730
1977	-811	-432	291770	-0.002780	-0.002907
1978	-989	-402	325610	-0.003037	-0.003084
1979					-0.003261
1980					-0.003438
1981					-0.003615
1982					-0.003792
1983					-0.003969


Oberwerk 1.61cm
Bergwerk 1.66cm
30
25
20
15
10
1965
1970
1975
1980
AGF
Nr. 248
1 x 1 mm

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

21. marts 1979
EV/EV

Estimation af nye forbrugsfunktioner med de variable udtrykt i absolutte årlige ændringer og estimationsperioden 1951-73.

For om muligt senere at kunne holde styr på det potentielt betragtelige antal resultater, der kan sættes under overvejelse, skal her som en start på tilvejebringelsen af nye forbrugsrelationer omtales en række resultater af estimationsforsøg, hvor det teoretiske oplæg hvad forklarende variable angår har været (for flertallet af relationernes vedkommende, jf. senere) som i den nuværende ADAM. Om også andre egenskaber ved den gamle model bør føres med over i den nye version - fx om de variable bør udtrykkes i absolutte årlige ændringer - må indtil videre stå åbent; dertil er undersøgelserne desværre endnu ikke ført langt nok. Spørgsmålet om hvilken estimationsperiode, der bør anvendes er endvidere et åbent spørgsmål. For at tage hul på problemerne er nedenfor vist resultater med en estimationsperiode, der er så lang, som observationsperioden muliggør under indtryk af de benyttede lags længde (1951-73). Man kunne således tænke sig den mulighed at estimere på perioden 1966-73 og kun bruge værdier forud for 1966 til at starte lagfordelingerne op på. Mellemløsninger, hvor et kortere sample benyttes,eller hvor der tillægges de nye officielle nationalregnskabstal større vægt end de hjemmestrikkede,kan også tænkes inddraget i diskussionen.

Eftersom det gamle SU.7-system ligger bag AMC-konstruktionen af tallene forud for 1966, kan man derfor på forhånd have forventninger om, at de nedenfor viste regressionsresultater vil komme til at ligne de gamle en hel del.

I det følgende skal først en række - for det følgende - interne variabelnavne defineres. Dernæst skal antydes den strategi, som er lagt, og endelig skal vises en række foreløbige resultater for en række forbrugskomponenter, idet det på forhånd må indrømmes, at behandlingen af de varige forbrugskomponenter ikke er tilfredsstillende, idet disse ikke er forsøgt specificeret ud fra et investeringsteoretisk oplæg. I andre tilfælde kan det nok komme på tale at inddrage andre variable i specifi-

kationen.

2. Variabeldefinitioner m.v.

Inden estimationerne kan tage deres begyndelse, må der tages stilling til, hvorledes behandlingen af turistindtægterne skal være, jf. tidligere PUD,EV (10/10/78) og AMC (18/02/79). På sidste modelgruppemøde var der vist enighed om at samle kræfter om et oplæg, hvor forbruget på dansk område blev reduceret med udlændinges forbrug her i landet og hvor estimationerne derefter foregår på disse variable. Uden at have gravet i spørgsmålet om udlændinges forbrugsvaner her i landet, er AMC's vægte, jf. s. 11 i ovennævnte notat, benyttet i det følgende.

Med ukonfirmeret jargon er derfor defineret en række variable:

fEtf = 0.25 fEt
fEtn = 0.15 fEt
fEti = 0.10 fEt
fEte = 0.00 fEt
fEtg = 0.06 fEt
fEtb = 0.00 fEt
fEtv = 0.12 fEt
fEtr = 0.01 fEt
fEth = 0.00 fEt
fEtk = 0.08 fEt
fEts = 0.23 fEt
fEtt = 0.00 fEt

og derefter:

fCetf = fCf - fEtf
fCetn = fCn - fEtn
osv. - eller med TSP terminologi: fCet. = fC. - fEt.

hvor dot .:= f n i e g b v r h k s t

De forklarede variable i det følgende er derfor DfCet..

Da fundamentet bag de nuværende forbrugsrelationer skal forsøges genbrugt, består hovedingrediensen blandt de forklarende variable derfor af diverse indkomstudtryk og udtryk for de relative priser.

De variable hvorudfra diverse manipulationer vil ske er henholdsvis Ydxhd og de relative priser pc./pcpxh (i det følgende undertiden kaldet bpc. (b'et antyder, at der er tale om en kvote)

Med henblik på at opnå et indtryk af de enkelte forbrugskomponenters udvikling i perioden, er nedenfor vist de enkelte forbrugskomponenters andel af det samlede private forbrug for forskellige år:

	fCet./fCp	1948	1955	1960	1966	1970	1973
f	fødevarer	.316	.279	.246	.216	.195	.174
n	nydelsesmidler	.108	.091	.096	.090	.090	.094
i	øvrige ikke-varige varer	.131	.146	.133	.144	.139	.133
e	brændsel m.v.	.055	.052	.045	.047	.047	.043
g	benzin og olie til køret.	.004	.008	.012	.021	.026	.027
b	anskaffelse af køretøjer	.008	.026	.040	.044	.049	.046
v	øvrige varige varer	.044	.057	.082	.092	.096	.110
r	reparation af varige va.	.008	.021	.027	.029	.034	.034
h	bolig (husleje)	.067	.084	.097	.110	.133	.154
k	kollektiv transport	.045	.047	.041	.039	.036	.035
s	øvrige tjenester	.202	.165	.151	.134	.120	.111
t	turistudgifter	.012	.024	.028	.034	.036	.039
	sum	1.000	1.000	.998	1.000	1.001	1.000

Korrelationematricer over diverse tidligere benyttede forklarende variable er vist nedenfor, tillige med et par nye, jf s.5.

	DYdxhd(-1)	DYdxhd(-1)
DYdxhd	-.11	-.13
DYdxhd(-1)		-.16

Korrelationen mellem indkomstudtrykkene er, som det ses, relativt beskeden. Dette resultat skulle derfor næppe på forhånd udelukke, at visse af forbrugsrelationerne skulle kunne indeholde både den ulaggede og den laggede indkomstvariabel, - udenat skulle anvende sammenvejede udtryk.

Af nedenstående korrelationsmatrix ses dog, at det er undtagelsen, at korrelationen mellem den årlige ændring i forbruget DfC og DYdxhd(-1) er større end korrelationen mellem DfCet. og DYdxhd. Dette resultat er næppe overraskende, når man betænker, at forbrug og indkomst gensidigt påvirker hinanden - dels via forbrugsfunktionen dels via nationalregnskabsidentiteten.
Dette forhold gør da også, at størrelsen af korrelationen mellem indkomst og forbrug bør ses med dette in mente.

I lighed med "En model" er der defineret en række indkomstudtryk, som indtil videre er ad hoc sammenvejede udtryk. Af de nedenfor nævnte er de 3 første udtryks vægtfordelinger identiske med de forslag, der har været prøvekørte - og vist deres duelighed - i den nuværende model (A, B og C). De efterfølgende er tænkt som supplement til disse for at få en større vifte af muligheder af vælge mellem. Vægtene i A, B og C indebærer, at A og B viser et i forhold til C mere dæmpet forløb.

YdxhdA = 0.5 Ydxhd + 0.3 Ydxhd(-1) + 0.2 Ydxhd(-2)
YdxhdB = 0.7 Ydxhd + 0.2 Ydxhd(-1) + 0.1 Ydxhd(-2)
YdxhdC = 0.8 Ydxhd + 0.1 Ydxhd(-1) + 0.1 Ydxhd(-2)

YdxhdD = 0.4 Ydxhd + 0.4 Ydxhd(-1) + 0.2 Ydxhd(-2)
YdxhdE = 0.5 Ydxhd + 0.5 Ydxhd(-1)

Mod disse fordelinger kan stadig indvendes, at springet i vægtene mellem den ulaggede og den en periode laggede værdi er ganske stort (1/1, 5/3, 7/2 til 8/1), men da det potentielle antal lagfordelinger i princippet er ubegrænset, er her indledningsvis forsøgt med disse som referenceramme.

Korrelationen til DYdxhd ses nedenfor:

	A	B	C	D	E
DYdxhd	.81	.96	.99	.64	.67

Uden således at have opgivet en nøjere tilretning af dynamikken i indkomstudtrykkene, er det forsøgt, om ALMON-teknikken kan give et fingerpeg om lagfordelingen. Inden disse øvelser omtales, skal dog kort anføres nogle ligeledes a priori defineerede prisudtryk og disses korrelation med de forklarede variable.

Korrelationsmatrix (1951-73)	DYdxhd	(-1)	(-2)	A	B	C	D	E
DfCetf	.14	.11	.28	.28	.21	.19	.29	.19
n	.60	.17	.02	.65	.65	.63	.59	.58
i	.77	.30	-.18	.81	.84	.80	.76	.81
e	.39	.15	.08	.46	.44	.42	.44	.40
g	.28	.18	.29	.46	.37	.34	.46	.35
b	.58	.00	-.09	.51	.58	.58	.42	.44
v	.66	.33	-.27	.69	.72	.68	.66	.74
r	.32	.17	-.22	.31	.34	.32	.30	.37
k	.22	.41	.18	.49	.36	.30	.54	.47
s	.71	.28	-.10	.77	.78	.75	.72	.75
t	.50	.24	-.14	.54	.56	.53	.51	.56

Korrelationsmatrix (1951-73)	Dbpc.	Dbpc(-1).	Dbpcva.	Dbpcvb.	Dbpcvc.
DfCetf	-.08	-.08	-.04	-.05	-.07
n	-.33	.23	-.42	-.40	-.36
i	-.00	.07	-.03	-.02	-.01
e	-.40	.04	-.36	-.39	-.40
g	-.33	.24	-.37	-.37	-.35
b	-.54	.45	-.68	-.64	-.58
v	-.37	.03	-.28	-.32	-.35
r	-.08	.39	-.24	-.19	-.12
k	-.43	.22	-.46	-.47	-.45
s	-.04	.07	-.09	-.07	-.05

Af korrelationsmatricen s. 5 nederst ses, at korrelationen mellem forbrugskomponenterne og ændringen i den relative pris synes at antyde en generel negativ sammenhæng. De relative priser viser genennemgående en lav korrelation, og for nogle næsten ingen. De laggede relative prisændringer er i de fleste tilfælde positiv, hvilket måske kunne lede tanken hen på en vis træghed i forbruget på ændringer i de relative priser - som nu bl.a. genfindes i forbruget af turistrejser. I de tilfælde, hvor der er en pæn stor negativ korrelation mellem DfCet. og Dbpc. og hvor samtidig Dbpc(-1). er "pæn" stor og positiv, synes et sammenvejet udtryk med stor vægt til Dbpc(-1). at kunne måle sig med alene den ulaggede variabel. I de tilfælde, hvor det eventuelt ikke skulle vise sig muligt både at få Dbpc. og Dbpc(-1). til at blive signifikante, kunne et forsøg med disse sammenvejede udtryk overvejes.

Lidt om Almon-estimationer på forbrugskomponenterne.

EA har i et notat om anvendelse af Almon-lag i ADAM-estimationer, jf. EA marts 1977, henledt opmærksomheden på Almonteknikkens mulige anvendelse som hjælpemiddel ved fastlæggelse af lagstrukturen. Teknikken bør - som det fremgår af Ellens eksempler - givetvis anvendes med en vis forsigtighed og en del øvelse i brugen tilegnes for at kunne få et rimeligt udbytte af anstrengelserne. Meget resterer i den henseende.

Teknikken er imidlertid - i det små - forsøgt anvendt sammen med ovenstående ved vurdering af, hvilke vægte, der bør opereres med ved de sammenvejninger, som formentlig bliver nødvendige i en række tilfælde. Til egen - og måske andres - orientering, ska princippet i Almonteknikken kort skitseres. Ellens henvisninger i notatet er stadig gyldige: Johnston, 2nd ed. ps. 292-98 og TSP brugervejledningen s. VII 6.-7. //Hvis ens teori tilsiger, at den variable Y_t afhænger af en "dynamisk" specificeret variabel X_t, andre regressorer Z_t (herunder konstantled)samt et pænt restled u_t :

$$Y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \qquad + \beta_s X_{t-s} + \alpha Z_t + u_t$$

er problemet ofte, at selv med små værdier af s (2 eller derover) og selv ved specifikation i ændringer kan OLS-teknikken

p.gr.a den indbyrdes korrelation mellem regressorerne (multikollinearitet) ofte giver anledning til resultater, der synes lidet fornuftige. Denne kalamitet kan Almon-teknikken måske råde bod på, idet den ved antagelser om β'ernes udseende - at de kan antages at ligge på et polynomium af grad r - kan omformulere problemet med estimation direkte af s+1 koefficienter til X'erne til estimation af r+1 koefficienter til ligeså mange syntetiske variable. Disse r+1 variable er sammenvejninger af de s+1 X'er. På disse r+1 variable anvendes dernæst OLS-estimation og estimerede koefficienter for β'erne kan så fås ved transformation af de r+1 netop estimerede koefficienter. Med TSP er det en let sag at gennemregne en række eksempler med passende (små) værdier af s og r ($s \leq 3$ og $r = 2$ eller 1). De fremkomne estimationsresultater anvendes ikke direkte men til fastlæggelse af en a priori lagfordeling, som efterfølgende kan benyttes i en almindelig OLS-estimation med sammenvejede regressorer. Der kan med TSP gennemføres beregninger, hvor mere end en dynamisk variabel indgår - således fx indkomst og relative prisudtryk. En udvælgelse mellem resultaterne med forskellig s og r skal dernæst finde sted. Her ville øvelse i brugen have været på sin plads.

Med fare for at begå alle begynderfejlene blev en række almon-estimationer med dels konstantled og Dbpc. - henholdsvis konstantled, Dbpc. og Dbpc(-1). - som almindelige regressorer (Z) og DYdxhd som dynamisk regressor gennemført. Også forsøg med konstantled og DYdxhd - henholdsvis konstantled, DYdxhd og DYdxhd(og med Dbpc. som dynamisk regressor forsøgtes. Også to dynamiske regressorer samtidig er prøvet. Resultaternes omfang taget i betragtning, skal der her foreløbig kun gøres nogle bemærkninger om disse øvelser i forbindelse med de i næste afsnit referede estimationer med de tidligere omtalte regressorer.

Estimationsresultater.

Den følgende omtale af estimationsresultaterne vil komme til at nærme sig telegramstilen. En række plots af udvalgte relationer er vist bagest.

DfCetf: Med to frit estimerede indkomstudtryk DYdxhd og DYdxhd(-1) samt Dbpcf bliver ingen af koefficienterne signifikante og R^2 er betænkeligt nær ved 0. Også med DYdxhd og to prisvariable Dbpcf og Dbpcf(-1) bliver resultatet hæsligt. Trods lidet opløftende er nedenstående resultat med DYdxhdD mest hæderligt:

(1) /15.7/

$$\text{DfCetf} = \underset{(122.4)}{-61.39} + \underset{(0.0558)}{0.09542}\ \text{DYdxhd} - \underset{(2662.)}{2804.}\ \text{Dbpcf}$$

$$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 273.0 \qquad R^2 = 0.13 \qquad DW = 2.31$$

Med Almonestimation og med r = 1 og s = 2 fås en omregnet lagfordeling, idet negative koefficienter til indkomstudtrykkene og positive værdier for prisudtrykkene sætter grænsen for laggets længde:

	DYdxhd			Dbpcf
C Dbpcf	.30	.33	.37	
C Dbpcf, Dbpcf(-1)	.27	.24	.39	
C DYdxhd				ingen lag
C DYdxhd, DYdxhd(-1)				do
C	.30	.32	.38 / .88	.12

En ny sammenvejning af DYdxhd med vægtene 0.30, 0.33, 0.37 og sammenvejede priser 0.90, 0.10 giver kun marginalt bedre resultater:

(1a) /24.2/

$$\text{DfCetf} = -95.33 + 0.1137\ D(0.33\text{Ydxhd} + 0.33\text{Ydxhd}(-1) + 0.37\text{Ydxhd}(-2)) - 2756.D(0.9\text{bpcf} + 0.10\text{bpcf}($$

$$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 266. \qquad R^2 = 0.17 \qquad DW = 2.20$$

DfCetn: Her synes Almon at mene, at en lagfordeling i indkomsten på 0.5, 0.3 og 0.2 eller 0.5, 0.2 og 0.3 ville være passende. Priserne synes at skulle sammenvejes med et kort lag - om overhovedet. Også den med negativ fortegn vejede prisvariabel Dbpcvan er forsøgt. Sammen med DYdxhdA bliver resultatet kun marginalt bedre og med nogle ubehagelige residualer i 1967 og -71.

(2) /15.12/

$$DfCetn = -53.71 + 0.1014\ DYdxhdA - 1975.Dbpcn$$
$$(51.2)\quad (0.022)\qquad\qquad (737.8)$$

$n = 1951-73$ $\quad s = 121.5$ $\quad R^2 = 0.57$ $\quad DW = 1.93$

(2a) /24.7/

$$DfCetn = -37.98 + 0.09482\ DYdxhdA - 1947.\ Dbpcvan$$
$$(50.1)\quad (0.021)\qquad\qquad (680.8)$$

$n = 1951-73$ $\quad s = 119.3$ $\quad R^2 = 0.59$ $\quad DW = 1.86$

DfCeti: Her synes DYdxhd og DYdxhd(-1) at kunne estimeres frit. Priserne er i ringe grad signifikante hvilket også korrelationsmatricen s. 5 kunne forudsige. Almon antyder en vægtfordeling på 0.65 og 0.35, og for prisernes vedkommende et ret langt lag. Prøves med disse regressorer fås et resultat, der er lidt pænere end det i (3) viste - hvor i øvrigt koefficienten til Dbpci(-1) er insignifikant:

(3) /15.19/

$$DfCeti = -220.1 + 0.1285\ DYdxhd + 0.06949\ DYdxhd(-1)$$
$$(73.9)\quad (0.0177)\qquad\qquad (0.018)$$
$$-1930.\ Dbpci - 201.5\ Dbpci(-1)$$
$$(1433)\qquad\qquad (1421)$$

$n = 1951-73$ $\quad s = 178.2$ $\quad R^2 = 0.77$ $\quad DW = 1.94$

(3a) /24.9/

$$DfCeti = -245.2 + 0.1979\ D(0.65Ydxhd + 0.35Ydxhd(-1))$$
$$(69.3)\quad (0.0239)$$
$$-3725.\ D(0.39bpci + 0.33bpci(-1) + 0.28\ bpci(-2))$$
$$(2286)$$

$n = 1951-73$ $\quad s = 167.3$ $\quad R^2 = 0.77$ $\quad DW = 2.12$

DfCete: Ud fra vægtfordelingen fra Almoneksperimenterne skulle DYdxhdD give det bedste resultat af de à priori specificerede, iden en der lægges op til en vægtfordeling à la 0.4, 0.35,0.25. Dette viser estimationsresultaterne da også. Der er i bilaget både tegnet relationer med og uden Dfros, som for øvrigt viser sig at være Dgrad overlegen. Dfros forbedrer relationen væsentligt. Relationen med Dfros og Almonvægtene ser ud som vist nedenfor. Et lag i priserne synes ikke at forbedre relationen.

(4) /15.31/

$$DfCete = \underset{(52.2)}{-36.50} + \underset{(0.0827)}{0.04577}\ DYdxhdD \underset{(362.8)}{-\ 649.1}\ Dbpce$$

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 120.2 \qquad R^2 = 0.30 \qquad DW = 2.27$

(4a) /24.11/

$$DfCete = \underset{(37.2)}{-42.85} + \underset{(0.016)}{0.05021}\ D(0.40Ydxhd + 0.35Ydxhd(-1) + 0.25Ydxhd(-2)) \underset{(255.8)}{-428.9}\ Dbpce + \underset{(0.77)}{3.656}\ Dfros$$

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 83.3 \qquad R^2 = 0.68 \qquad DW = 1.76$

DfCetg: Her kan man nok overveje, om ikke andre variable end indkomst og relative priser bør inddrages i overvejelserne; i hvert fald er samvariationen til den ulagged indkomst svag. Almon indicerer et langt lag (0.25, 0.35, 0.40). Selvom der også antydes et lag i priserne, fås imidlertid det "pæneste" resultat med den ulaggede relative pris:

(5) /15.39/

$$DfCetg = \underset{(28.0)}{16.61} + \underset{(0.0121)}{0.02741}\ DYdxhdD \underset{(248.8)}{-\ 377.3}\ Dbpcg$$

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 64.5 \qquad R^2 = 0.29 \qquad DW = 1.91$

(5a) /24.20/

$$DfCetg = \underset{(28.1)}{2.498} + \underset{(0.0123)}{0.03445}\ D(0.25Ydxhd + 0.35Ydxhd(-1) + 0.40Ydxhd(-2)) \underset{(235.4)}{-\ 435.1}\ Dbpcg$$

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 61.3 \qquad R^2 = 0.36 \qquad DW = 1.89$

DfCetb: Uden at have forsøgt at gå ind på en investeringsteoretisk forklaring af DfCetb og DfCetv, skal en passant blot vises nogle af de "bedste" relationer, når det samme princip, som har ligget bag de øvrige relationer, er benyttet.

Ud fra Almon vil man vente, at vægtene i sammenvejningen af indkomstudtrykket bør være som 0.80, 0.20, mens lagget i priserne bør undgås, idet priserne Dbpcb og Dbpcb(-1) kan estimeres frit. At disses fortegn bør være forskelligt synes heller ikke overraskende ud fra s. 5. Nedenfor er kun vist resul-

tater med den ulaggede indkomst:

(6) /15.42/

$$DfCetb = -50.80 + 0.07967\ DYdxhd - 2182.\ Dbpcb + 1162\ Dbpcb(-$$
$$(66.85)\quad (0.022)\qquad (514.3)\qquad (548.9)$$

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 211.3 \qquad R^2 = 0.70 \qquad DW = 2.42$

DfCetv: Almon antyder her, at vægtene i indkomsten skal være som (0.70, 0.30) eller (0.60, 0.40), mens lagget i de relative priser kan formodes at nå op til (0.60, 0.30, 0.10). Ses på korrelationsmatricen s. 5 er sammenvejninger med høj vægt til den ulaggede indkomstvariabel at foretrække.

Det forekommer sandsynligt, at både DYdxhd og DYdxhd(-1) -ubundet - kan indgå, mens en binding af priserne som ovenfor antydet forbedrer relationen en smule:

(7) /15.51/

$$DfCetv = -147.2 + 0.0969\ DYdxhd + 0.06083DYdxhd(-1)$$
$$(79.3)\quad (0.088)\qquad (0.0287)$$

$$- 5380.\ Dbpcv - 2642.\ Dbpcv(-1)$$
$$(1979)\qquad (1773)$$

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 187.8 \qquad R^2 = 0.72 \qquad DW = 1.56$

(7a) /24.22/

$$DfCetv = -167.7 + 0.09834\ DYdxhd + 0.06241\ DYdxhd(-1)$$
$$(77.0)\quad (0.018)\qquad (0.018)$$

$$- 9043D(0.70bpcv + 0.30bpcv$$
$$(3135.8)$$

$n = 1951\text{-}73 \qquad s = 181.1 \qquad R^2 = 0.72 \qquad DW = 1.43$

DfCetr: Almonlagget til indkomsten skal være kort (0.75, 0.25) eller (0.85, 0.15). Korrelationen mellem priserne og forbruget giver indtryk af en svag reaktionshastighed på prisændringer:

(8) /15.58/

$$DfCetr = 52.91 + 0.01367\ DYdxhd - 697.4\ Dbpcr + 1395.Dbpcr(\cdot$$
$$(32.0)\quad (0.010)\qquad (939.5)\qquad (920.4)$$

$n = 1951-73 \qquad s = 96.5 \qquad R^2 = 0.23 \qquad DW = 2.49$

Begge priser kan imidlertid ikke gøres signifikante, og et forsøg med Dbpcvar gør ikke relationen kønnere:

(8a) /24.29/

$$DfCetr = 67.18 + 0.01738\ DYdxhd - 1187.\ Dbpcvar$$
$$(28.3)\quad (0.0096)\qquad (789.0)$$

$n = 1951-73 \qquad s = 96.3 \qquad R^2 = 0.19 \qquad DW = 2.43$

<u>DfCetk</u>: For denne komponent giver Almon det indtryk, at et langt fladt lag (0.35,0.40, 0.25) eller (0.40, 0.35, 0.25) er relevant, mens priserne højst skal indgå med et kort lag (0.80, 0.2 Et lag på (0.40, 0.35, 0.25) synes imidlertid ikke at forbedre relationen:

(9) /15.71/

$$DfCetk = -4.511 + 0.02762\ DYdxhdD - 1135.\ Dbpck$$
$$(18.42)\quad (0.00794)\qquad (403.8)$$

$n = 1951-73 \qquad s = 42.5 \qquad R^2 = 0.49 \qquad DW = 2.03$

<u>DfCets</u>: Almonestimationerne antyder en vægtfordeling hvad angår DYdxhd på(0.52, 0.33, 0.15) i overensstemmelse med korrelationsmatricen s. 5. De relative priser synes på forhånd kun at kunne bidrage i ringe udstrækning. Et forholdsvis kort lag (0.70, 0.30) eller en ulagget relativ pris synes mest passende. Resultatet af disse efterfølgende undersøgelser synes dog ikke at afsløre nogen bedre relation end nedenstående:

(10) /15.76/

$$DfCets = -102.4 + 0.1284\ DYdxhdA - 4701\ Dbpcs$$
$$(39.4)\quad (0.0178)\qquad (1555)$$

$n = 1951-73 \qquad s = 92.2 \qquad R^2 = 0.72 \qquad DW = 1.62$

DfCett: Resultaterne af estimationsforsøgene med turistrejserne bekræfter forhåndsindtrykket ud fra korrelationsmatricen s. 5, idet DYdxhd og DYdxhd(-1) begge er pænt korrelerede med DfCett. De relative priser er med og uden lag indbyrdes modsat korrelerede i ikke uvæsentlig grad og samtidig korrelerede med DfCett:

(11) /15.83/

$$\text{DfCett} = \underset{(19.08)}{46.75} + \underset{(0.005371)}{0.01277}\ \text{DYdxhd} + \underset{(0.00518)}{0.01163}\ \text{DYdxhd}(-1)$$

$$-\underset{(456.4)}{1995}\ \text{Dbpct} + \underset{(486.3)}{920.2}\ \text{Dbpct}(-1)$$

n = 1951-73 s = 51.1 R^2 = 0.72 DW = 2.17

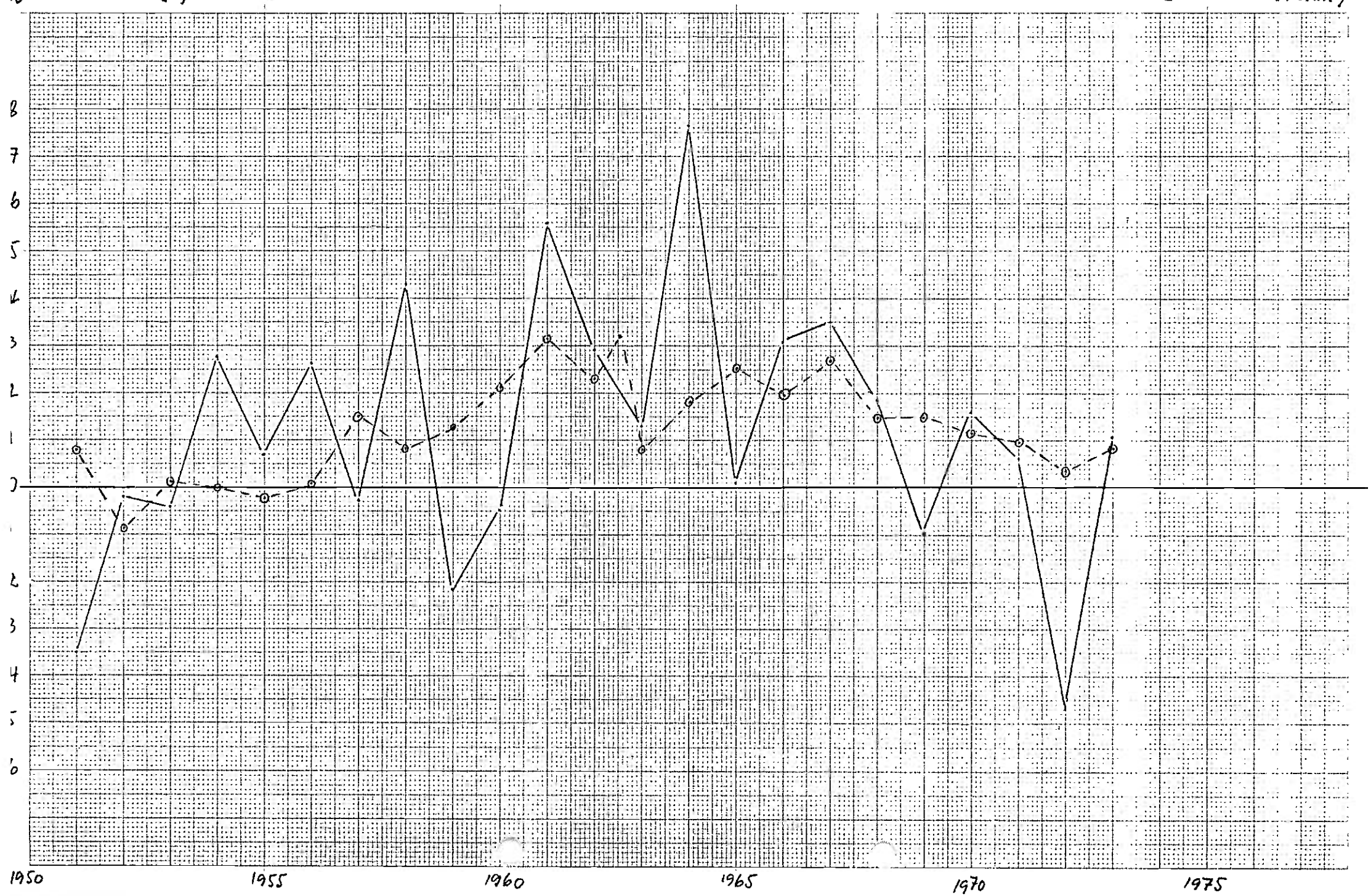
Almonforsøgene afslører et lag mellem indkomstudtrykkene på 0.5, 0.3 og 0.2, mens priserne kun skal indgå med et kort lag evt med modsat fortegn - afspejlende, at en relativ prisstigning nok i første omgang virker forbrugsnedsættende, men når forbrugerne først har vænnet sig til de relativt højere priser genoprettes forbruget. Forsøg med DYdxhdA og Dbpct og Dbpcvat faldt ud til dennes fordel:

(11a) /24.39/

$$\text{DfCett} = \underset{(20.7)}{37.22} + \underset{(0.0089)}{0.02951}\ \text{DYdxhdA} - \underset{(368.7)}{2002.}\ \text{Dbpcvat}$$

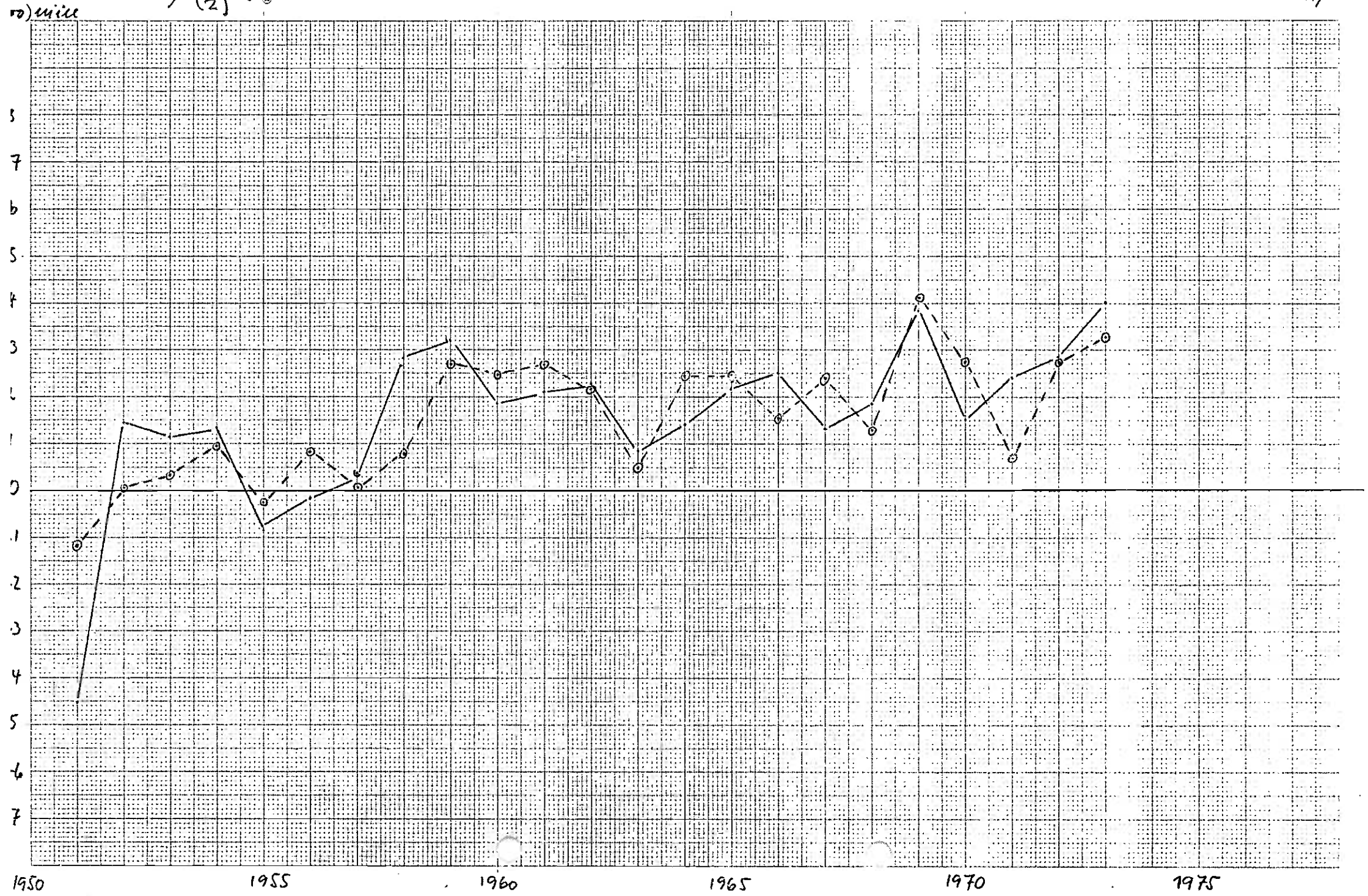
n = 1951-73 s = 48.6 R^2 = 0.71 DW = 2.26

DFCETF. (1) (15.7) $DFCETF = -63.39 + 0.0954\,D\left[0.4\,YOXHD + 0.4\,YOXHD(-1) + 0.2\,YOXHD(-2)\right] - 2804.0\left(\frac{PCF}{PCPXH}\right)$



DFCET N (15.12) (2)

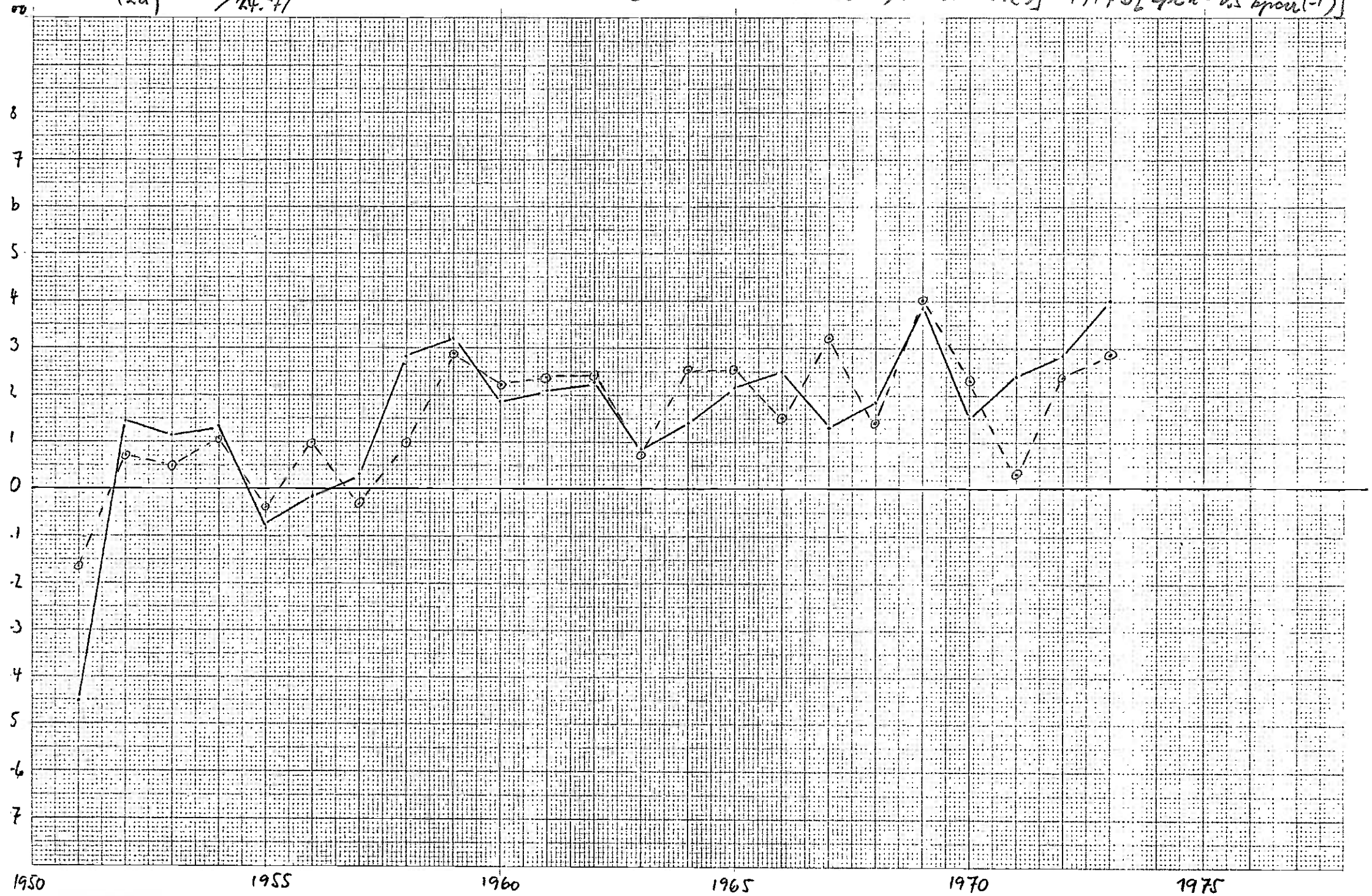
$$DFCETN = -53.71 + 0.1014\, D\left[0.5\, YDXHD + 0.3\, YDXHD(-1) + 0.2\, YDXHD(-2)\right] - 1975\, D\left(\frac{PCN}{PCNXH}\right)$$



DFCET.N

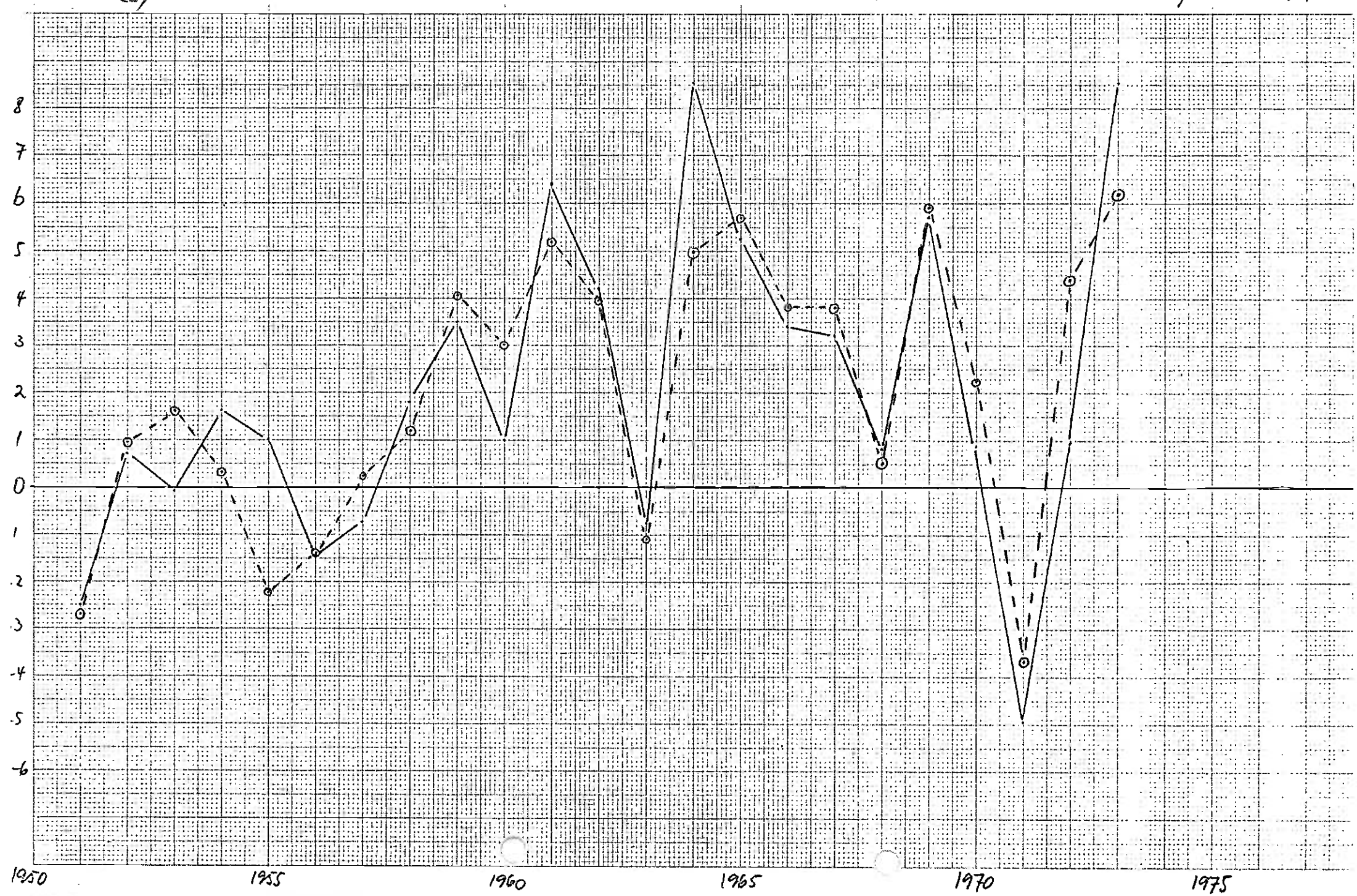
(2a) /24.7/

$$Dfcet\,n = -3798 + 0.09482\,D[0.5\,rdxhd + 0.3\,rdxhd(-1) + 0.2\,rdxhd(-2)] - 1947\,D[bpcn - 0.5\,bpcn(-1)]$$



DFCETI (3)

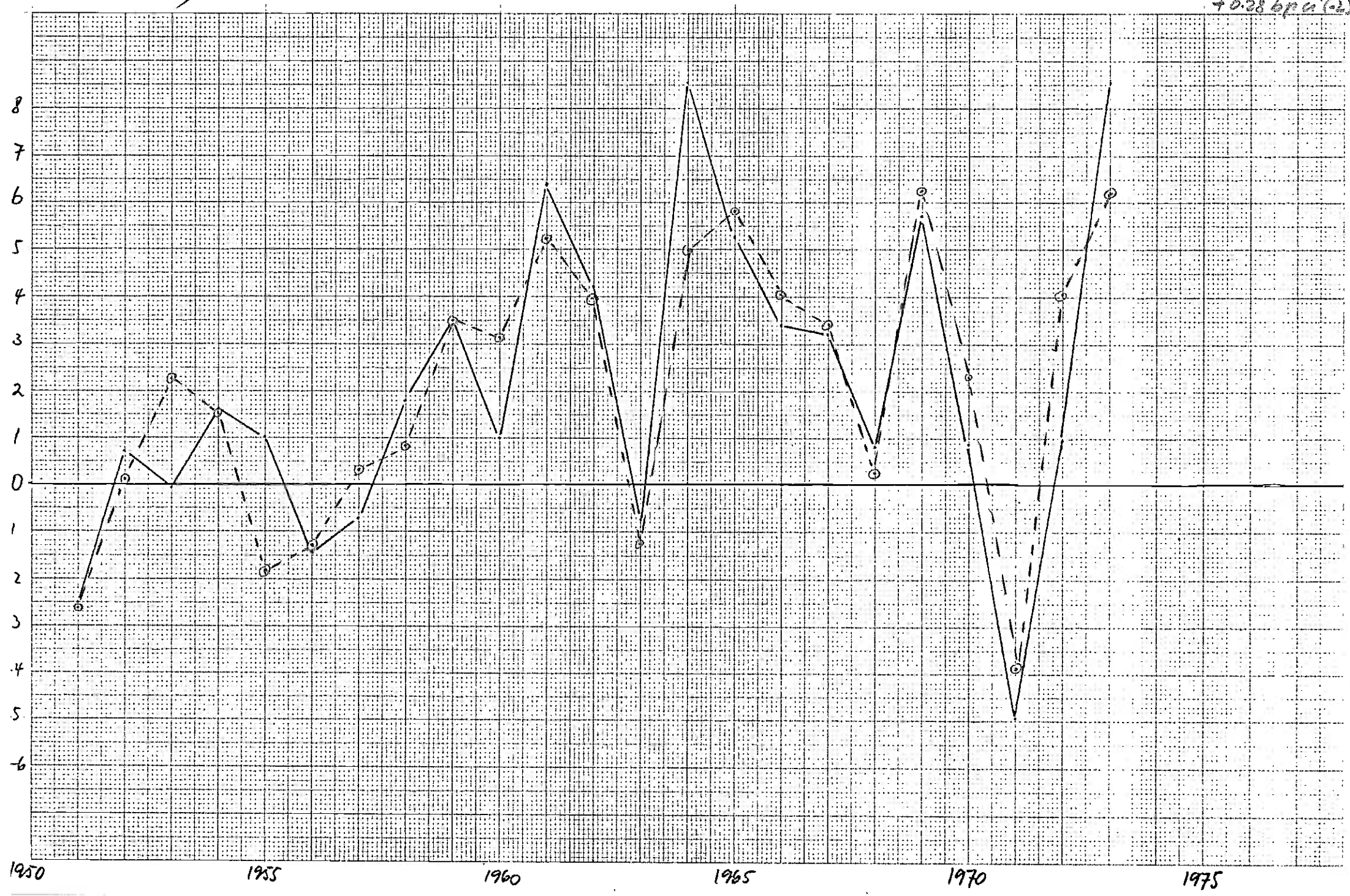
(15.19) $DFCETI = -220.1 + 0.1285\ DYDXHD + .06494\ DYDXHD(-1) - 1930.\ D\left(\frac{PCI}{PCPXH}\right) - 201.5\ D\left(\frac{PCI}{PCPXH}\right)(-1)$



DFCETI

(3a) 124.91

$$DFCETI = -245.2 + 0.1979\,O[0.65\,YDKLNL + 0.35\,YDKLNL(-1)] - 3725.0[0.39\,bpci + 0.33\,bpcl + 0.28\,bpca(-2)]$$



Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

8. januar 1979

PUD,EV/ev

ADAM december 1978 - en oversigt

1. Indledning

Den i det følgende beskrevne december 1978 version af ADAM afviger kun på nogle få punkter fra april-versionen 1978, jf. "ADAM, april 1978 - oversigt", AMC, 10 maj 1978.

Mellem april- og decemberversionen eksisterer en såkaldt juli-version, der kun adskiller sig fra aprilversionen ved at indeholde en række relationer til bestemmelse af saldoen på betalingsbalancens løbende poster. Decemberversionen udspringer således i virkeligheden af juliversionen. Nærværende oversigt indeholder derfor dels en angivelse af forskelle mellem april- og juliversionen (afsnit 2) dels mellem juli- og decemberversionen (afsnit 3).

2. Juli-versionen

Juli 1978 versionen betød en forøgelse af antallet af model-variable med 5 endogene og 10 eksogene. Antallet af relationer øgedes derfor med 5, som alle placeredes sidst i ligningssystemet, efter (april)ligningssystemets sidste rekursive blok , der derved blev forøget til 16 relationer. Det samlede antal endogene og eksogene variable var herefter henholdsvis 184 og 181.

De nye relationer, der er nøjere beskrevet i "Betalingsbalancen: nye relationer, definitioner og data", EV, 25. juli 1978, fik udseendet:

(Envt = E - M)

Tenr = iken•Ken(-1)

Envd = Envt + Enfu - Endf

Tenf = Tefe + Tefp + Tefr - Tefb

Enl = Envd + Tenf + Tenk + Tenu + Tenk + Tenr

Ken = Ken(-1) + Enl + Jken

2.a Nye endogene variable:

Tenr : Renter og udbytter netto fra udlandet
Envd : Vare- og tjenestebalancen ifølge betalingsbalancestatistikken
Tenf : EF-transfereringer netto, ialt.
Enl : Saldoen på betalingsbalancens løbende poster
Ken : Danmarks nettotilgodehavender i udlandet, ultimo året

2.b Nye eksogene variable:

Endf : Danmarks nettoeksport til Færøerne og Grønland
Enfu : Færøerne og Grønlands nettoeksport til det øvrige udland
Tefe : FEOGA eksportstøtte
Tefp : FEOGA produktionsstøtte
Tefr : Beregnet restanceforøgelse over for FEOGA
Tefb : Danmarks bidrag til EF's budget
Tenu : Ensidige overførsler fra udlandet, netto
Tenk : Kursgevinster på pengeinstitutternes valutaterminsforretninger
iken : Gennemsnitlig rente på tilgodehavender netto i udlandet
Jken : Justeringsled

2.c Ændret variabelbetegnelse:

Sald, vare- og tjenestebalancens saldo ifølge nationalregnskabet (= E - M),omdøbtes til Envt.

3. Decemberversionen 1978

Sammenlignet med juliversionen er den stokastiske relation til bestemmelse af de private, faste bruttoinvesteringer eksklusive nyt boligbyggeri, fIp, ændret. Endvidere er beskrivelsen af arbejdsmarkedet blevet udvidet. Beskæftigelsen af lønmodtagere i landbruget og beskæftigelsen af selvstændige i byerhverv og landbrug optræder nu som modelvariable; samtidig er definitionen af arbejdsudbud og ledighed korrigeret under hensyntagen hertil, jf. afsnit 3.h og 3.i. Endelig er der indført en mere komplet beskrivelse af rentestrømmene i modellen.

Antallet af endogene variable er øget med 7 til 191 mens antallet af eksogene er øget med 5 til 186.

3.a Ændrede relationer: stokastiske

fIp : private, faste bruttoinvesteringer eksklusive nyt boligbyggeri. Revisionen er beskrevet i "En mindre revision i fIp-relationer", AMC, 6. december 1978, jf. notatets relation (13):

$$DfIp = \underset{(188)}{133.5} + \underset{(0.062)}{0.3453}D\left[fY - (fCo - fCy) - fCh\right]$$

$$+ \underset{(0.144)}{0.3224}D\left[fY - (fCo - fCy) - fCh\right](-1\tfrac{1}{2}) - \underset{(0.084)}{0.2879}(fIn - fIb)(-1)$$

$n = 1956 - 72 \qquad s = 231.3 \qquad R^2 = 0.72 \qquad DW = 2.95$

3.b Ændrede relationer: definitoriske

Ul : Ledige lønmodtagere (jf. afsnit 3.h)

Kb : Arbejdsløshedsprocent (jf. afsnit 3.h)

3.c Nye relationer: definitoriske

Q : Samlet beskæftigelse (jf. afsnit 3.h)

Tipn : Den private sektors nettorenteindtægter (jf. "Lukning af modellens rentestrømme - revideret", EV, 28. november 1978)

Tint : Den private sektors nettorenteindtægter - forøgelse fra 1971 (jf. EV, 28. november 1978)

Af hensyn til løsning af modellen ved hjælp af SIMULATE er det fundet bekvemt at anvende 4 såkaldte nonsensvariable; disse er uden betydning for løsningsværdierne for modellens øvrige variable.

3.d Nye eksogene variable:

Qa : Beskæftigelse af lønmodtagere i landbrug

Qas : Beskæftigelse af selvstændige i landbrug

Qus : Beskæftigelse af selvstændige i byerhverv

Uua : Arbejdsudbud af lønmodtagere i byerhverv og landbrug

Tion : Den offentlige sektors nettorenteindtægter

dint : Databrudsdummy i Tint-relationen (1948 -1971 = 1, 1972 - = 0)

Jtie : Justeringsled i Tien-relationen

3.e Nye endogene variable

Q : Samlet beskæftigelse
Tipn : Den private sektors nettorenteindtægter
Tint : Den private sektors nettorenteindtægter - forøgelse fra 1971
Non1-4: Nonsensvariable

3.f Udgåede eksogene variable:

Uu : Arbejdsudbud i byerhverv
Tint : Den private sektors nettorenteindtægter - forøgelse fra 1971

3.g Ændret variabelbetegnelse:

Tenr er omdøbt til Tien

3.h Arbejdsmarkedet

Ønsket om at få beskrevet hele arbejdsmarkedet - i april versionen blev kun de beskæftigede lønmodtagere i byerhverv og tilsvarende arbejdsudbud og ledighed for lønmodtagere i byerhverv bestemt - har ført til, at følgende relationer nu optræder i modellen:

- Den samlede beskæftigelse, Q, defineres som summen af beskæftigede lønmodtagere i byerhverv og landbrug samt summen af beskæftigede selvstændige i byerhverv og landbrug:

  $$Q = Qu + Qa + Qus + Qas$$

- Ledigheden blandt lønmodtagere, Ul, beregnes som arbejdsudbudet af lønmodtagere, Uua, fratrukket lønmodtagerbeskæftigelsen:

  $$Ul = Uua - Qu - Qa$$

- Arbejdsløshedsprocenten, Kb, beregnes som:

  $$Kb = 100 \cdot Ul/Uua$$

Det samlede arbejdsudbud optræder ikke som modelvariabel, men størrelsen er at finde i tabeludskriften, kaldet U, og beregnes som Uua + Qas + Qus.

3.i Nye principper for visse arbejdsmarkedsserier

Det bemærkes, at tre variable har ændret indhold, men ikke navn. Det drejer sig om Ul, Kb og ulkv.

Ul omfatter nu i modsætning til tidligere de ledige i landbrug m.v. Dette har følger for Kb og ulkv, der begge er afledt af Ul, (ulkv = Uls/Ul); for Kb gør sig som anført yderligere en ny arbejdsudbudsvariabel, Uua, gældende.

Endvidere bemærkes, at beregningen af Ul er ændret fra og med året 1975, hvor arbejdsløshedsstatistikken benyttes til fastlæggelse af antallet af deltidsforsikrede ledige og ikke-forsikrede ledige. Samtidig benyttes gennemsnit af ugeopgørelserne til fastlæggelse af Ul. For årene før 1975 er Ul opgjort efter den metode, der er angivet i memo nr. 53.

Den ændrede beregning af Ul medfører en ændret profil for årene efter 1974 for de residualt fastlagte beskæftigelsesserier Qu og Qq.

	Qu		Qq	
	gl.	nye	gl.	nye
1974	19410	19410	8450	8450
1975	18730	18728	8020	8018
1976	19426	19211	8432	8216
1977	19759	19425	8638	8304
1978	(19858)	19602	(8478)	8222

For en ordens skyld fastslås, at der principielt ikke er ændret i indholdet af disse variable.

Det ændrede indhold af de tre variable Ul, Kb og ulkv indebærer, at databankens værdier for disse variable ikke er adækvate ved eventuelle kørsler med ADAM, april 1978 eller ADAM, juli 1978. Ved sådanne kørsler bør de nedenfor anførte værdier benyttes - i lagpositioner for de endogene Ul og Kb og som udgangspunkt for fremskrivning af den eksogene ulkv.

	Ul	Kb	ulkv
1976	1298	6,33	0,8251
1977	1592	7,57	0,8279
1978	1868	8,70	0,8298

For en nærmere beskrivelse af de nye arbejdsmarkedsserier henvises til "Den registrerede ledighed", oktober 1978, "Arbejdsstyrken af selvstændige i byerhverv", oktober 1978 og "Landbrugssektorens arbejdsstyrke og beskæftigelse", 14. november 1978, alle af Ellen Andersen.

3.j Nettorentestrømme

Det nye i beskrivelsen er, at nettorentestrømmen til privat og offentlig sektor nu eksplicit fremgår:

$$Tien = iken \cdot Ken(-1) + Jtie$$
$$Tipn = Tien - Tion$$
$$Tint = (1 - dint)\left[Tipn - Tipn(1971)\right]$$

Eftersom Tint indgår i den store simultane blok, er ovenstående relationer alle placeret før denne. I juliversionen var Tien-relationen placeret i sidste del af ligningssystemet.

3.k Listning af det nuværende ligningssystem

I vedhæftede bilag er vist en listning af SIMULATE-kodningen af DEC78X.

Modellens ligninger kan opdeles i først en rekursiv blok (til og med Tenf) bestående af 50 ligninger (Tenf er flyttet med op foran den simultane blok). Dernæst følger den store, ikkelineære simultane blok på 115 ligninger (fra S1 til og med DYd), hvorefter følger en rekursiv blok på 6 ligninger, en simultan blok på 2 ligninger (S9 og fIn) og afslutningsvis en rekursiv blok på 18 ligninger.

```
ADAM*JOHN(1).DEC78X-LIGN
     1        E FE       1                FE    =      +1.000E    (   FEA   FEM   )+1.000E    (   FEQ   FES   )
     2        E E        2                E     =      +1.000E-02(10PEA   FEA   )+1.000E-02(10PEM   FEM   )
     3        E E      +1.000E-02(10PEQ   FEQ   )+1.000E-02(10FES   PES   )
     4        E FE       1                FE    =      +1.000E+02(11E     FE    )
     5        E S8       3                FCH   =      +15.52E                     +.1758E-01(   FIB         )
     6        E S8     +.2482E-01(   FIB 1       )+1.000E    (   FCH 1       )
     7        E S8     +1.000E    (   JFCH        )
     8        E LNA      1                LNA   =      +1.000E+00(10RLNA LNA 1)+1.000E    (   LNA 1
     9        E LA       1                LA    =      +.8635E    (10RLNA LA  1)+1.007E    (   LA  1
    10        E SGF      1                SGF   =      +1.000E                     +1.000E    (10BTF   TG    )
    11        E SGI      1                SGI   =      +1.000E                     +1.000E    (10BTI   TG    )
    12        E SGE      1                SGE   =      +1.000E                     +1.000E    (10BTE   TG    )
    13        E SGB      1                SGB   =      +1.000E                     +1.000E    (10BTB   TG    )
    14        E SGV      1                SGV   =      +1.000E                     +1.000E    (10BTV   TG    )
    15        E SGK      1                SGK   =      +1.000E                     +1.000E    (10BTK   TG    )
    16        E SGS      1                SGS   =      +1.000E                     +1.000E    (10BTS   TG    )
    17        E SGIO     1                SGIO  =      +1.000E                     +1.000E    (10BTIO  TG    )
    18        E SGIB     1                SGIB  =      +1.000E                     +1.000E    (10BTIB  TG    )
    19        E SGIP     1                SGIP  =      +1.000E                     +1.000E    (10BTIP  TG    )
    20        E GGF      1                GGF   =      +1.000E                     -1.000E    (12SGF         )
    21        E GGI      1                GGI   =      +1.000E                     -1.000E    (12SGI         )
    22        E GGE      1                GGE   =      +1.000E                     -1.000E    (12SGE         )
    23        E GGB      1                GGB   =      +1.000E                     -1.000E    (12SGB         )
    24        E GGV      1                GGV   =      +1.000E                     -1.000E    (12SGV         )
    25        E GGK      1                GGK   =      +1.000E                     -1.000E    (12SGK         )
    26        E GGS      1                GGS   =      +1.000E                     -1.000E    (12SGS         )
    27        E GGIO     1                GGIO  =      +1.000E                     -1.000E    (12SGIO        )
    28        E GGIB     1                GGIB  =      +1.000E                     -1.000E    (12SGIB        )
    29        E GGIP     1                GGIP  =      +1.000E                     -1.000E    (12SGIP        )
    30        E CH       1                CH    =      +1.000E-02(10PCH   FCH   )
    31        E PCF      1                PCF   =      +1.000E    (10BCF   SGF   )+1.000E    (10TPF   SGF   )
    32        E CF       1                CF    =      +1.000E-02(10PCF   FCF   )
    33        E LO       1                LO    =      +1.000E    (10RLO   LO  1)+1.000E    (   LO  1
    34        E WO       1                WO    =      +1.000E-04(10LO    GO    )
    35        E FWO      1                FWO   =      +5.501E-04(10QO    GO    )
    36        E RFCY     1                RFCY  =      +1.000E    (21QO   1       )+1.000E    (   JRCY
    37        E FCY      1                FCY   =      +1.000E    (10RFCY FCY 1)+1.000E    (   FCY 1
    38        E FCO      1                FCO   =      +1.000E    (   FWO   FCY   )+1.000E    (   XOH
    39        E FZQV     2                FZQV  =      +.5000E    (   FZQ 1       )+.3000E    (   FZQ 2
    40        E FZQV   +.2000E    (   FZQ 3
    41        E XNIV     2                XNIV  =      +.5000E    (   XNI 1       )+.3000E    (   XNI 2
    42        E XNIV   +.2000E    (   XNI 3
    43        E XNCV     2                XNCV  =      +.5000E    (   XNC 1       )+.3000E    (   XNC 2
    44        E XNCV   +.2000E    (   XNC 3       )
    45        E XBV      2                XBV   =      +.5000E    (   XB  1       )+.3000E    (   XB  2
    46        E XBV    +.2000E    (   XB  3       )
    47        E LAA      1                LAA   =      +1.000E-02(10LNA   HA    )
    48        E RLAA     1                RLAA  =      +1.000E    (21LAA 1        )
    49        E RLQ      1                RLQ   =      +1.000E    (10BLQ   RLAA )+1.000E    (   JRLQ
    50        E LQ       1                LQ    =      +1.000E    (10RLQ   LQ  1)+1.000E    (   LQ  1
    51        E RLNF     1                RLNF  =      +1.000E    (10BLNF RLAA )+1.000E    (   JRLF       )
    52        E LNF      1                LNF   =      +1.000E    (10RLNF LNF 1)+1.000E    (   LNF 1
```

```
 63    E S2      4              FCI  =     -123.4E                    +.2526E    (  DYD        )
 64    E S2    +.3157E-01(  DYD 1      )+.3157E-01(  DYD 2      )-3793.E    (11PCI  PCP  )
 65    E S2    +3793.E    (11PCI 1PCP 1)+1.000E    (  FCI 1      )
 66    E S2    +1.000E    (  JFCI       )
 67    E S3      4              FCV  =     -1347.E                    +.9454E-01(  DYD        )
 68    E S3    +.1261E    (  YD  1     )-.6303E-01(  YD  2      )+.6921E-01(  KO         )
 69    E S3    +.2307E-01(  KO  1     )-.4614E-01(  KO  2      )+.6122E    (  FCV 1      )
 70    E S3    +1.000E    (  JFCV       )
 71    E S4      4              FCB  =     -160.2E                    +.1171E    (  DYD        )
 72    E S4    +.5855E-01(  YD  1     )+.5887E-01(  KO         )-.2944E-01(  KO  1      )
 73    E S4    -2.441E    (  DKOR      )-1766.E    (11PCB  PCP  )+883.0E    (11PCB 1PCP 1)
 74    E S4    .1526E     (  FCB 1     )+1.000E    (  JFCB       )
 75    E S5      4              FCK  =     +12.63E                    +.1079E-01(  DYD        )
 76    E S5    +.3084E-02(  DYD 1     )+.1542E-02(  DYD 2      )-650.1E    (11PCK  PCP  )
 77    E S5    +650.1E    (11PCK 1PCP 1)+1.000E    (  FCK 1      )
 78    E S5    +1.000E    (  JFCK       )
 79    E S6      4              FCT  =     +15.61E                    +.1865E-01(  DYD        )
 80    E S6    +.6630E-02(  DYD 1     )-1178.E    (11PCT  PCP  )+.1410E+04(11PCT 1PCP 1)
 81    E S6    -231.6E    (11PCT 2PCP 2)+1.000E    (  FCT 1      )
 82    E S6    +1.000E    (  JFCT       )
 83    E S7      3              FCS  =     -30.87E                    +.3167E-01(  DYD        )
 84    E S7    +.0905E-01(  DYD 1     )+.0452E-01(  DYD 2      )-667.3E    (11PCS  PCP  )
 85    E S7    +667.3E    (11PCS 1PCP 1)-292.6E    (  DDBH      )+1.000E    (  FCS 1JFCS )
 86    E FCP     2              FCP  =     +1.000E    (  FCF  FCI  )+1.000E    (  FCE  FCV  )
 87    E FCP   +1.000E    (  FCB  FCK  )+1.000E    (  FCS  FCT  )+1.000E    (  FCH       )
 88    E Z1      2              Z1   =     +1.000E    ( 1FCP  FCT  )-1.000E    (  FCK  FCH  )
 89    E Z1    +1.000E    ( 1FCO  FCS  )
 90    E S10     4              FIP  =     +133.5E                    +.3454E    (  FY   FCY  )
 91    E S10   -.3454E    (  FCO  FCH  )-.1842E    (  FY  1FCY 1)+.1842E    (  FCO 1FCH 1)
 92    E S10   -.1612E    (  FY  3FCY 3)+.1612E    (  FCO 3FCH 3)
 93    E S10   -.2879E    (  FIN 1     )+.2879E    (  FIB 1      )+1.000E    (  FIP 1JFIP
 94    E S11     7              FIL  =     +67.90E                    +.1100E    (20FCP 2      )
 95    E S11   +.1100E    (20FIP 2     )+.1100E    (20FE  2      )-.1100E    (20FES 2      )
 96    E S11   -.1100E    (20FCS 2     )-.1100E    (20FCT 2      )-.1100E    (20FCK 2      )
 97    E S11   -.1100E    (20FCH 2     )+.1100E    (20FIB 2      )+.1100E    (20FIO 2      )
 98    E S11   +1.898E    (  PME  PME 2)-3.796E    (  PME 1      )+2.847E    (  PMC  PMC 2)
 99    E S11   -5.694E    (  PMC 1     )-42.10E    (  DRM       )-.1040E    (  FIL 1      )
100    E S11   +4.745E    (  PMR  PMR 2)-9.490E    (  PMR 1      )+1.000E    (  JFIL       )
101    E A       2              A    =     +.2290E    (  XNC       )+.1870E    (  FCF
102    E A     +.2810     (  FCI       )+.7500E-01(  FIL
103    E S14     3              LFMC =     +.2587E-01                 +1.000E+00(32FMC 1
104    E S14   +1.383E    (32A         )-.1383E+01(32A    1      )-.1033E+01(34PMC  PNC
105    E S14   +1.033E    (34PMC 1PNC 1)-.1006E    (  D59       )+1.000E    (  JLMC
106    E FMC     1              FMC  =     +1.000E+00(42LFMC       )
107    E FMCL    3              FMCL =     +.2587E-01                 +1.000E+00(37FMC 1XNCS1)
108    E FMCL  +1.383E    (32A         )-.1383E+01(32A    1      )-.1006E    (  D59        )
109    E FMCL  +1.000E    (  JLMC      )
110    E XNCS    1              XNCS =     +1.000E    (42FMCL      )-1.000E    (42LFMC
111    E A8      2              A8   =      1.000E    (  FCB       )+0.763E    (  FIP        )
112    E A8    +0.778E    (  FCV       )
113    E P2      1              P2   =      0.750E    (11PMI  PNI  )+0.250E+00(11PMI 1PNI 1)
114    E S13     3              LFMI =      .6352E-02(           )+1.434E    (32A8
115    E S13   -1.434E    (32A8  1     )-.7331E    (32P2        )+.7331E    (32P2  1      )
116    E S13   +1.000E    (32FMI 1     )+1.000E    (  JLMI
117    E FMI     1              FMI  =      1.000E    (42LFMI      )
118    E FMIL    2              FMIL =     +.6352E-02                 +1.434E    (32A8
119    E FMIL  -1.434E    (32A8  1     )+1.000E    (37FMI 1XNIS1)+1.000E    (  JLMI
120    E XNIS    1              XNIS =     +1.000E    (42FMIL      )-1.000E    (42LFMI
121    E XNC     6              XNC  =     +1.000E    (10BC1  Z1   )+1.000E    (10BC2  FCH  )
122    E XNC   +1.000E    (10BC3  FCK  )+1.000E    (10BC5  FCS  )+1.000E    (10BC6  FEA  )
123    E XNC   +1.000E    (10BC7  FEM  )+1.000E    (10BC8  FEQ  )+1.000E    (10BC8  FES  )
124    E XNC   +1.000E    (10BC9  FIA  )+1.000E    (10BC10 FIL  )+1.000E    (10BC11 FIB  )
125    E XNC   +1.000E    (10BC12 FIO  )+1.000E    (10BC12 FIP  )
```

```
126     E XNC    +1.000E    (  JXNC XNCS )
127     E XNI     6            XNI   =      +1.000E   (10BI1   Z1    )+1.000E   (10BI2   FCH   )
128     E XNI    +1.000E   (10BI3   FCK   )+1.000E   (10BI5   FCS   )+1.000E   (10BI6   FEA   )
129     E XNI    +1.000E   (10BI7   FEM   )+1.000E   (10BI8   FEQ   )+1.000E   (10BI8   FES   )
130     E XNI    +1.000E   (10BI9   FIA   )+1.000E   (10BI10  FIL   )+1.000E   (10BI11  FIB   )
131     E XNI    +1.000E   (10BI12  FIO   )+1.000E   (10BI12  FIP   )
132     E XNI    +1.000E   (  JXNI XNIS )
133     E XB      3            XB    =      +1.000E   (10BB1   Z1    )+1.000E   (10BB11  FIB   )
134     E XB     +1.000E   (10BB12  FIO   )+1.000E   (10BB12  FIP   )
135     E XB     +1.000E   (  JXB         )
136     E FZQ     6            FZQ   =      +.6439E   (10BQ1   Z1    )+.6439E   (10BQ2   FCH
137     E FZQ    +.6439E   (10BQ3   FCK   )+.6439E   (10BQ5   FCS   )+.6439E   (10BQ6   FEA
138     E FZQ    +.6439E   (10BQ7   FEM   )+.6439E   (10BQ8   FEQ   )+.6439E   (10BQ8   FES
139     E FZQ    +.6439E   (10BQ9   FIA   )+.6439E   (10BQ10  FIL   )+.6439E   (10BQ11  FIB
140     E FZQ    +.6439E   (10BQ12  FIO   )+.6439E   (10BQ12  FIP   )-.6259E   (  FCH
141     E FZQ    +1.000E   (  JFZQ
142     E XN      1            XN    =      +1.000E   (  XNC   XNI   )
143     E S12     4            FMR   =      -122.5E                   +.1152E   (20FIL 1       )
144     E S12    +.3742E   (20XNC 1       )+.3742E   (20XNI 1       )+.3742E   (20XB  1       )
145     E S12    -467.3E   (11PMR  PN     )+467.3E   (11PMR 2PN   2)+1.000E   (  FMR 1       )
146     E S12    +1.000E   (  JFMR        )
147     E SUBC    5            SUBC =      +231.0E-04(  FCF         )+299.0E-04(  FCI         )
148     E SUBC   +103.0E-04(  FCH         )+62.00E-04(  FCB         )+123.0E-04(  FCV         )
149     E SUBC   +369.0E-04(  FCK         )+225.0E-04(  FCS         )+386.0E-04(  FCO         )
150     E SUBC   +144.0E-04(  FIB         )+146.0E-04(  FIO         )+134.0E-04(  FIP         )
151     E SUBC   +0.000E+00(              )+213.0E-04( 1FE    FEE   )
152     E SUBB    2            SUBB =      +0.500E   (10JSUB0SUBC0)+3824.E-04(  FCE         )
153     E SUBB   +3116.E-04(  FEE   FEE 1)+5000.E-04(10JSUB1SUBC1)
154     E SUME    1            SUME =      +.1030E-02(10FROS SUBB )+1.081E   (  SUBB        )
155     E S34     2            ILME =      -78.98E                   +0.532E-01(  FCB         )
156     E S34    +.0681E+00(  ILME1       )
157     E FME     1            FME  =      +1.000E+00(  ILME SUME )+1.000E   (  JFME
158     E FMT     1            FMT  =      +1.000E   (  FCT  JFMT )+1.000E   (10PMTY FCY
159     E FM      2            FM   =      +1.000E   (  FMR  FMI  )+1.000E   (  FMC  FME   )
160     E FM     +1.000E   (  FMA   FMS   )+1.000E   (  FMT        )
161     E M       3            M    =      +1.000E-02(10PMR  FMR  )+1.000E-02(10PMI  FMI   )
162     E M      +1.000E-02(10PMC  FMC   )+1.000E-02(10PME  FME  )+1.000E-02(10PMA  FMA   )
163     E M      +1.000E-02(10PMS  FMS   )+1.000E-02(10PMT  FMT  )
164     E FY      2            FY   =      +1.000E   (  FCP  FCO  )+1.000E   (  FIL  FIA
165     E FY     +1.000E   ( 1FE   FM    )+1.000E   (  FIP  FIB  )+1.000E   (  FIO         )
166     E S28     3            GNI  =      -3.819E                   +.1867E-01(20XNI 1       )
167     E S28    -.8914E-01( 1QNI 1QNI 2)+1.135E   (20HNI 1       )-.2717E   (  DD56
168     E S28    -.5414E   (  DD61       )+1.000E   (  GNI 1       )+1.000E   (  JGNI
169     E S29     3            GNC  =      +15.02E                   +.2474E-01(20XNC 1       )
170     E S29    -.6727E-01( 1QNC 1QNC 2)+.9488E   (20HNC 1       )-1.253E   (  TID         )
171     E S29    +1.000E   (  GNC 1       )+1.000E   (  JGNC        )
172     E S43     3            LQB  =      -.0250E                   +1.000E   (  JLQB LQB 1)
173     E S43    +.8200E   (32XB          )-.8200E   (32XB  1       )+.2200E   (32XBV
174     E S43    -.2200E   (32XBV 1       )
175     E QB      1            QB   =      +1.000E   (42LQB         )
176     E S37     3            LQNI =      -.0020E   (  TID         )+.7100E   (32XNI
177     E S37    -.7100E   (32XNI 1       )+.3100E   (32XNIV        )-.3100E   (32XNIV1
178     E S37    -.6500E   (32HNI         )+.6500E   (32HNI 1       )+1.000E   (  JLQI LQNI1)
179     E QNI     1            QNI  =       1.000E   (42LQNI        )
180     E S38     4            LQNC =      +.0100E   (              )-.0020E   (  TID
181     E S38    +.7400E   (32XNC         )-.7400E   (32XNC 1       )+.2200E   (32XNCV
182     E S38    -.2200E   (32XNCV1       )-.5600E   (32HNC         )+.5600E   (32HNC 1
183     E S38    +1.000E   (  LQNC1JLQC )
184     E QNC     1            QNC  =      +1.000E   (42LQNC        )
185     E S39     3            LQNF =      -.0010E   (  TID         )+.3930E   (37XNC  XNI   )
186     E S39    -.3930E   (37XNC 1XNI 1)+.6020E   (37XNCV XNIV )-.6020E   (37XNCV1XNIV1)
187     E S39    +1.000E   (  LQNF1JLQF )
188     E QNF     1            QNF  =      +1.000E   (42LQNF        )
```

```
189     E S36    3            LQQ   =     -.0175E                      -.0005E   (  TID
190     E S36   +.6600E   (32FZQ       )-.6600E   (32FZQ 1      )+.3500E   (32FZQV
191     E S36   -.3500E   (32FZQV1     )+1.000E   (  JLQQ LQQ 1)
192     E GQ     1            QQ    =     1.000E   (42LQQ        )
193     E ANC    1            ANC   =    +1.000E+00(10QNC  GNC   )
194     E ANI    1            ANI   =    +1.000E+00(10QNI  GNI   )
195     E WANC   1            WANC  =    +1.000E-04(1CLNA  ANC   )
196     E WANI   1            WANI  =    +1.000E-04(1CLNA  ANI   )
197     E S23    4            PNI   =    +.1549E                     +.1212E   (20PMR 2      )
198     E S23   +.0303E   (20PME 2     )+1.112E+00(11WANI XNI  )-.7414E+00(11WANI1XNI 1)
199     E S23   -.3707E   (11WANI2XNI 2)+15.23E   (21FEM 1      )+1.000E   (  PNI 1      )
200     E S23   +1.000E   (  JPNI      )
201     E A3     1            A3    =    +0.500E+00(  FCI CFCV 0)+1.000E   (  FEQ 0
202     E S24    4            PNC   =    -.4700E                     +.2512E   (20PMR 1      )
203     E S24   +.6280E-01(20PME 1     )+2.655E+00(11WANC XNC  )-1.770E+00(11WANC1XNC 1)
204     E S24   -.8850E   (11WANC2XNC 2)+17.40E   (21A3  1      )+1.000E   (  PNC 1      )
205     E S24   +1.000E   (  JPNC      )
206     E S25    3            PB    =    +1.423E                     +.8744E-01(20LNA 1      )
207     E S25   +.2838E   (  PMR       )-.1892E   (  PMR 1      )-.9459E-01(  PMR 2      )
208     E S25   +1.000E   (  PB  1     )+1.000E   (  JPB        )
209     E LXN    1            LXN   =    +1.000E-02(10PNC  XNC  )+1.000E-02(10PNI  XNI  )
210     E PN     1            PN    =    +1.000E+02(11LXN  XN   )
211     E A4     1            A4    =    +1.000E   (  FCK  FCS  )+.7000E   (  FCE
212     E XXXX   2            XXXX  =    +.3000E   (11QQ   FZQ  )+.4000E   (11QQ  1FZQ 1)
213     E XXXX  +.3000E   (11QQ  2FZQ 2)
214     E XXXY   1            XXXY  =    +1.000E   (10XXXX HA   )
215     E S40    5            PQ    =    +1.299E   (            )+.0241E   (  PMR  PME
216     E S40   +.0241E   (  PMC       )-.0161E   (  PMR 1PME 1)-.0161E   (  PMC 1
217     E S40   -.0080E   (  PMR 2PME 2)-.0080E   (  PMC 2      )+.9160E-04(10LNA  XXXY
218     E S40   -.9160E-04(10LNA 1XXXY1)+22.39E   (21A4  1      )+22.39E   (22A4  1A4  2)
219     E S40   +1.000E   (  PQ  1JPQ  )
220     E S15    3            BIP   =    -1.027E                     +.2488E-01(20PNC 1
221     E S15   +.2553E   (20PNI 1     )+.2156E   (20PB  1      )+.4305E   (20PQ  1
222     E S15   +.1675E   (20PMI 1     )+1.000E   (  BIP 1JPIP )
223     E S16    3            BCV   =    +.0054E                     +.1988E   (20PNC 1
224     E S16   +.9023E-01(20PNI 1     )+.2942E   (20PQ  1      )+.5547E-02(20PMR 1
225     E S16   +.0109E   (20PMC 1     )+.4285E-01(20PMI 1      )+1.000E   (  BCV 1JPCV )
226     E S17    3            BCB   =    -1.925E                     +.1097E-01(20PNC 1
227     E S17   +.6567E-01(20PNI 1     )+.5360E   (20PQ  1      )+.2349E-01(20PMR 1
228     E S17   +.3328E   (20PMI 1     )-.8086E-02(20FCB 1      )+1.000E   (  BCB 1JPCB
229     E S18    2            BCS   =    +1.015E                     +1.266E   (20PQ  1
230     E S18   +2.147E-06(10LNA  HA   )-2.147E-06(10LNA 1HA  1)+1.000E   (  BCS 1JPCS
231     E S19    3            BCE   =    -1.401E                     +.7251E-01(20PNC 1
232     E S19   +.4156E   (20PQ  1     )+.4377E-01(20PMC 1      )+.3589E   (20PME 1      )
233     E S19   +1.000E   (  BCE 1JPCE )
234     E S20    3            BCI   =    -.3053E                     +.1960E   (20PNC 1
235     E S20   +.3028E   (20PQ  1     )+.7689E-01(20PMR 1      )+.2658E-01(20PMC 1
236     E S20   +1.000E   (  BCI 1JPCI )
237     E S21    3            BIO   =    -.1458E   (            )+.0776E   (20PNI 1
238     E S21   +.7470E   (20PB  1     )+.1068E   (20PQ  1      )+.6484E-01(20PMI 1
239     E S21   +1.000E   (  BIO 1JPIO )
240     E S22    2            BIB   =    -.1487E                     +.9733E   (20PB  1      )
241     E S22   +1.000E   (  BIB 1JPIB )
242     E S41    2            BCK   =    +1.716E                     +.7470E   (20PQ  1
243     E S41   +1.000E   (  BCK 1JPCK )
244     E PIP    1            PIP   =    +1.000E   (10BIP  SGIP )+1.000E   (10TPIP SGIP )
245     E PCV    1            PCV   =    +1.000E   (1CBCV  SGV  )+1.000E   (10TPV  SGV  )
246     E PCB    1            PCB   =    +1.000E   (10BCB  SGB  )+1.000E   (10TPB  SGB  )
247     E PCS    1            PCS   =    +1.000E   (1CBCS  SGS  )+1.000E   (10TPS  SGS  )
248     E PCE    1            PCE   =    +1.000E   (10BCE  SGE  )+1.000E   (10TPE  SGE  )
249     E PCI    1            PCI   =    +1.000E   (1CBCI  SGI  )+1.000E   (10TPI  SGI  )
250     E PCK    1            PCK   =    +1.000E   (10BCK  SGK  )+1.000E   (10TPK  SGK
251     E PIO    1            PIO   =    +1.000E   (1CBIO  SGIO )+1.000E   (10TPIO SGIO
```

```
252   E PIB    1            PIB   =     +1.000E   (10BIB  SGIB )+1.000E   (10TPIB SGIB
253   E S35    4            PCY   =     +1.213E                  +.4828E   (20PQ   1
254   E S35   +.0201E  (20PNC 1      )+.181CE   (2CPB   1      )+.06C3E   (20PMR 1
255   E S35   +.0302E  (20PMC 1      )+.0302E   (20PME 1       )+5.231E   (. DDBH
256   E S35   +1.000E  (  JPCY PCY 1)
257   E CO     1            CO    =     +1.000E   (  WO    XOH  )+.0100E   (10FCY  PCY
258   E PCO    1            PCO   =     +100.0E   (11CO    FCO  )
259   E CT     1            CT    =     +1.000E-02(1CPCT   FCT  )
260   E CI     1            CI    =     +1.000E-02(1CPCI   FCI  )
261   E CE     1            CE    =     +1.000E-02(1CPCE   FCE  )
262   E CB     1            CB    =     +1.000E-02(1CPCB   FCB  )
263   E CV     1            CV    =     +1.000E-02(1CPCV   FCV  )
264   E CK     1            CK    =     +1.000E-02(1CPCK   FCK  )
265   E CS     1            CS    =     +1.000E-02(1CPCS   FCS  )
266   E CP     2            CP    =     +1.000E   (  CF    CI   )+1.000E   (  CE   CV   )
267   E CP    +1.000E  (  CB    CK   )+1.000E   (  CS    CT   )+1.000E   (  CH        )
268   E IO     1            IO    =     +1.000E-02(1CPIO   FIO  )
269   E IB     1            IB    =     +1.000E-02(1CPIB   FIB  )
270   E IP     1            IP    =     +1.000E-02(1CPIP   FIP  )
271   E IF     1            IF    =     +1.000E   (  IO    IB   )+1.000E   (  IP        )
272   E IQ     1            IQ    =     +1.000E-02(1CPIL   FIL  )+1.000E-02(1CPIA  FIA  )
273   E Y      2            Y     =     +1.000E   (  CP    CO   )+1.000E   (  IF   IQ   )
274   E Y     +1.000E  ( 1E     M     )
275   E PCP    1            PCP   =     +1.000E+02(11CP    FCP  )
276   E QU     2            QU    =     +1.000E   (  QNC   QN1  )+1.000E   (  QNF  QBF
277   E QU    +1.000E  (  QB    QQ   )+1.000E   (  QO
278   E Q      1            Q     =     +1.000E   (  QU    QUS  )+1.000E   (  QA \  QAS
279   E UL     1            UL    =     +1.000E   (  UUA        )-1.000E   (  QU   QA
280   E ULS    1            ULS   =     +1.000E   (10ULKV UL   )+1.000E   (  JULS
281   E FTDA   1            FTDA  =     +.1000E   (10TD   ULS  )
282   E TDAG   1            TDAG  =     +.3862E-03(1CFTDA LA  1)
283   E T      1            T     =     -1.000E   (10TDAG DTD2 )+1.000E   (  TQVR TDAG )
284   E RG     4            RG    =     +1.000E   (10CF   GGF  )+1.000E   (10CI   GGI  )
285   E RG    +1.000E  (10CE    GGE  )+1.000E   (10CB   GGB  )+1.000E   (10CV   GGV  )
286   E RG    +1.000E  (10CK    GGK  )+1.000E   (10CS   GGS  )+1.000E   (10IO   GGIO )
287   E RG    +1.000E  (10IB    GGIB )+1.000E   (10IP   GGIP )
288   E RP     4            RP    =     +1.000E-02(10FCF  TPF  )+1.000E-02(10FCI  TPI  )
289   E RP    +1.000E-02(10FCE   TPE  )+1.000E-02(1CFCB  TPB  )+1.000E-02(10FCV  TPV  )
290   E RP    +1.000E-02(1CFCK   TPK  )+1.000E-02(1CFCS  TPS  )+1.000E-02(10FIP  TPIP )
291   E RP    +1.000E-02(10FIO   TPIO )+1.000E-02(1CFIB  TPIB )
292   E R      1            R     =     +1.000E   (  RG    RP   )+1.000E   (  RQ        )
293   E DSTI   2            DSTI  =     -1.000E   (  ESTI       )+1.000E+00(10STKV Y    )
294   E DSTI  +1.000E+0C(10STKV T     )-1.000E+00(10STKV R    )
295   E SLI    1            SLI   =     +1.000E+00(10SLKV DSTI )+1.000E+00(  ESLI
296   E SD     2            SD    =     +1.000E   (  SXE        )+1.000E+00(10TAB  SLI  )
297   E SD    +1.000E+0C(  SPX   SXS  )
298   E LYD    2            LYD   =     +1.000E   (  Y     T    )-1.000E   (  R    SD   )
299   E LYD   +1.000E  (  TINT       )
300   E YD     1            YD    =     +100.0E   (11LYD  PCP  )
301   E DYD    1            DYD   =     +1.000E   (20YD   1    )
302   E WBF    1            WBF   =     +1.000E-02(1CLNF  QBF  )
303   E LBA    1            LBA   =     +1.000E-02(10LNA  GNI  )
304   E WNF    1            WNF   =     +1.000E-02(10LNF  QNF  )
305   E WBA    1            WBA   =     +1.000E-02(10LBA  QB   )
306   E WQ     1            WQ    =     +1.000E-04(10LQ   QQ   )
307   E W      2            W     =     +1.000E   (  WA   WO   )+1.000E   (  WQ
308   E W     +1.000E-02(  WANC WANI )+1.000E-02(  WNF  WBF  )+1.000E-02(  WBA
309   E S9     2            FIV   =     +81.35E                  +.7187E-01(  FIN        )
310   E S9    -.4035E-01(  FIN 1     )+1.000E   (  FIV 1    )+1.000E   (  JFIV
311   E FIN    1            FIN   =     +1.000E   (  FIP  FIB  )-1.000E   (  FIV        )
312   E DFY    1            DFY   =     +1.000E   (20FY   1    )
313   E PY     1            PY    =     +100.0E   (11Y    FY   )
314   E PM     1            PM    =     +100.0E   (11M    FM   )
```

ADAM*JOHN(1).DEC78X-CRDEN

1	1	DEC78X	191	3						
2	2	DEC78X	54	5	15					
3	3	DEC78X	115	2						
4	4	DEC78X	2	1						
5	5	DEC78X	FE		E	PE	S8	LNA	LA	SGF	SGI
6	6	DEC78X	FE		E	PE	FCH	LNA	LA	SGF	SGI
7	7	DEC78X	SGE		SGB	SGV	SGK	SGS	SGIO	SGIB	SGIP
8	8	DEC78X	SGE		SGB	SGV	SGK	SGS	SGIO	SGIB	SGIP
9	9	DEC78X	GGE		GGB	GGV	GGK	GGS	GGIO	GGIB	GGIP
10	10	DEC78X	GGE		GGB	GGV	GGK	GGS	GGIO	GGIB	GGIP
11	11	DEC78X	GGF		GGI	CH	PCF	CF	LO	WO	FWO
12	12	DEC78X	GGF		GGI	CH	PCF	CF	LO	WO	FWO
13	13	DEC78X	RFCY		FCY	FCO	FZQV	XNIV	XNCV	XBV	LAA
14	14	DEC78X	RFCY		FCY	FCO	FZQV	XNIV	XNCV	XBV	LAA
15	15	DEC78X	TIEN		TIPN	TINT	TENF	NON1	NON2	NON3	NON4
16	16	DEC78X	TIEN		TIPN	TINT	TENF	NON1	NON2	NON3	NON4
17	17	DEC78X	RLAA		RLQ	LQ	RLNF	LNF	S42	S1	S2
18	18	DEC78X	RLAA		RLQ	LQ	RLNF	LNF	PCT	FCE	FCI
19	19	DEC78X	S3		S4	S5	S6	S7	FCP	Z1	S10
20	20	DEC78X	FCV		FCB	FCK	FCT	FCS	FCP	Z1	FIP
21	21	DEC78X	S11		A	S14	FMC	FMCL	XNCS	A8	P2
22	22	DEC78X	FIL		A	LFMC	FMC	FMCL	XNCS	A8	P2
23	23	DEC78X	S13		FMI	FMIL	XNIS	XNC	XNI	XB	FZQ
24	24	DEC78X	LFMI		FMI	FMIL	XNIS	XNC	XNI	XB	FZQ
25	25	DEC78X	XN		S12	SUBC	SUBB	SUME	S34	FME	FMT
26	26	DEC78X	XN		FMR	SUBC	SUBB	SUME	ILME	FME	FMT
27	27	DEC78X	FM		M	FY	S28	S29	S43	QB	S37
28	28	DEC78X	FM		M	FY	GNI	GNC	LQB	QB	LQNI
29	29	DEC78X	QNI		S38	QNC	S39	QNF	S36	QQ	ANC
30	30	DEC78X	QNI		LQNC	QNC	LQNF	QNF	LQQ	QQ	ANC
31	31	DEC78X	ANI		WANC	WANI	S23	A3	S24	S25	LXN
32	32	DEC78X	ANI		WANC	WANI	PNI	A3	PNC	PB	LXN
33	33	DEC78X	PN		A4	XXXX	XXXY	S40	S15	S16	S17
34	34	DEC78X	PN		A4	XXXX	XXXY	PQ	BIP	BCV	BCB
35	35	DEC78X	S18		S19	S20	S21	S22	S41	PIP	PCV
36	36	DEC78X	BCS		BCE	BCI	BIO	BIB	BCK	PIP	PCV
37	37	DEC78X	PCB		PCS	PCE	PCI	PCK	PIO	PIB	S35
38	38	DEC78X	PCB		PCS	PCE	PCI	PCK	PIO	PIB	PCY
39	39	DEC78X	CO		PCO	CT	CI	CE	CB	CV	CK
40	40	DEC78X	CO		PCO	CT	CI	CE	CB	CV	CK
41	41	DEC78X	CS		CP	IO	IB	IP	IF	IQ	Y
42	42	DEC78X	CS		CP	IO	IB	IP	IF	IQ	Y
43	43	DEC78X	PCP		QU	Q	UL	ULS	FTDA	TDAG	T
44	44	DEC78X	PCP		QU	Q	UL	ULS	FTDA	TDAG	T
45	45	DEC78X	RG		RP	R	DSTI	SLI	SD	LYD	YD
46	46	DEC78X	RG		RP	R	DSTI	SLI	SD	LYD	YD
47	47	DEC78X	DYD		WBF	LBA	WNF	WBA	WQ	FIN	S9
48	48	DEC78X	DYD		WBF	LBA	WNF	WBA	WQ	FIN	FIV
49	49	DEC78X	FIF		PIF	FIQ	PIQ	PY	DFY	PM	ENVT
50	50	DEC78X	FIF		PIF	FIQ	PIQ	PY	DFY	PM	ENVT
51	51	DEC78X	Z		KBNB	KB	W	ENVD	ENL	KEN	
52	52	DEC78X	Z		KBNB	KB	W	ENVD	ENL	KEN	

Danmarks Statistik
6. Kontor
Modelgruppen

3. januar 1979
EV/ev

Beregningsrutinen for betalingsbalancens løbende poster.
Et udspil.

1 Indledning

Som et udslag af harmoniseringsbestræbelser er der ytret ønske om, at en række ændringer blev foretaget i bl.a. den del af ADAM's ligningssystem, der p.t. benyttes ved beregning af saldoen på betalingsbalancens løbende poster.[1)]

Ønskerne har bl.a. bestået i:

1. Modellens nettorentestrømme ønskes lukket, jf. Tyge Vorstrup Rasmussen, DØS, "Notits om ADAM's rentestrømme", dateret 15. august 1978, idet den offentlige sektors nettorenteindtægter ønskes behandlet som en eksogen variabel.

2. Relationen til bestemmelse af Danmarks nettorenteingtægter, Tien, bør i højere grad end det er tilfældet i juli-versionen af ADAM tage hensyn til rentebetalinger som følge af tilvækst igennem året i nettotilgodehavenderne i udlandet.[2)]

3. Transfereringsposterne med relation til De europæiske Fællesskaber samt betalingsbalancens "ensidige overførsler skal om muligt kunne fremskrives "automatisk".

4. Systemet skal søges opbygget så fleksibelt, at juli-versionens relationer fortsat kan benyttes, dvs. en eksogen fremskrivning af de berørte variable skal søges bevaret som mulighed.

---

1) Den i Det økonomiske Sekretariat anvendte beregningsrutine svarer p.t. til den i ADAM juli 1978X værende, jf. EV 25/07/78. Budgetdepartementets version er beskrevet i notat af Flemming Dalby Jensen: Fremskrivning af den løbende betalingsbalances ransfereringsposter, 29. juni 1978, J. nr. Ø 1047, samt i Budgetdepartementets versionsbeskrivelse: ADAM - revideret modelversion, August 1978, J. nr. Ø 1252.

2) Tien erstatter udtrykket Tenr, jf. notat om rentestrømme i ADAM: Lukning af modellens rentestrømme

a. Begrundelse for ændringerne.

Bortset fra ren e- og udbytte etalingerne fra udlandet (netto) er alle de variable, der i ADAM juli 1978 versionen danner overgang mellem saldoen på vare- og tjenestebalancen, Envt og betalingsbalancens løbende poster, Enl, eksogene. Denne fremgangsmåde forekommer da også rimelig i kortsigtsanalyser. At kunne anvende en forholdsvis automatisk, koncistent, procedure ved fremskrivning over en længere årrække forekommer imidlertid forståelig.

En kodificering af de beregningsprincipper og udviklingstendenser, der ligger bag fastlæggelsen af størrelsen af d nedenfor diskuterede variable, vanskeliggøres imidlertid af, at principperne ofte er p litisk bestemte. Dette gælder fx bestemmelsen af ulandsbist nden, der i 1977 udgjorde lidt over ha vdelen af de samlede ensidige overførsler, Tenu.

Ligeledes - og vel især - gælder det transfereringerne i medfør af De Europæiske Fællesskabers landbrugsordninger; en automatisk procedure til brug ved fremskrivninge må derfor benyttes med en vis forsigtighed og fleksibilitet. Såfremt de på de for liggende principper resulterende transfereringer viser sig at anledning til økonomiske gevinster, der væsentligt overs iger hvad der måtte tilfalde de øvrige medlemslande - en situation, der politisk kan forekomm uholdbar - vil en ændring af de regler, hvorefter transfereringerne fastlægges, formentlig kunne påregnes.

De tomatiske procedure fremskrevne vari e bør derfor holdes under opsyn og evt. korrigeres; at anvende en helt eksogen fremskri ning - evt for en del af en fremtidig periode - kan da forekomme nærliggende.

Karakteristisk for den måde Budgetdepartementet hidtil har fremskrevet hovedparten af de i det følgende omtalte transfereringsposter har været, at der for de første 2 år af fremskrivningsperioden anvendes DØS-skøn; først for de efterfølgende år anvendes e t. en automatisk procedure.

Det er endvidere karakteristisk, at der ved skrivninger over flere år sædvanligvis ikke antages at gøre sig nogen fra fortiden markant forskel m.h.t. udviklingsforløbet gældende - dvs. der fremskrives ofte efter en trend uden således at indlægge markante "sving" i serierne. Havde dette sidste været den typiske situation, ville det ~~nok~~ nødvendigt forstærke argumenterne for at endogenisere transfereringsvariablene.

De udtalte behov gør det imidlertid værd at overveje, om en specifikation, der både tilgodeser en forholdsvis automatisk fremskrivning og muliggør en ren eksogen fremskrivning kan stables på benene.

c. Oversigt

2. Nettorentestrømme.

Lukning af modellens rentestrømme mellem den private sektor, offentlige sektor og udlandet er sket med etablering af ADAM dec. 1978 versionen, jf. PUD,EV 8. januar 1979.

Den offentlige sektors nettorenteindtægter, Tion, er eksogen, hvorfor den private sektors nettorenteindtægt, Tipn, kan udtrykkes ved:

( ) $\quad Tipn = Tien - Tion$

( ) $\quad Tint = (1 - dint)(Tipn - (-493.0))$

hvor dint = 1 for $t < 1972$ og dint = 0 for $t \geq 1972$.

Tien bestemmes i december 1978 fortsat som i juliversionen - dog indeholder relationen til bestemmelse af Tien nu et justeringsled, jf. afsnit 3 a.

3

2. Rente- og udbytterelationen.

a. ADAM's nuværende rentemodel

I ADAM anvendes en meget enkel fremgangsmåde til beregning af Danmarks nettorenteindtægter (nettorentebetalinger) fra udlandet, Tien:

( ) Tien = iken Ken(-1) + Jtie

Der benyttes kendskab til Danmarks samlede nettotilgodehavender i udlandet ved slutningen af forrige periode, Ken(-1), samt en "gennemsnitlig" rentesats, iken. Periodens rentebetaling fås da ved multiplikation af sats med beholdning. iken fastsættes eksogent og er datamæssigt (ex post) beregnet ud fra de historiske værdier af Tien og Ken(-1).

Da de rentebetalinger, der vedrører et bestemt år, knytter sig dels til allerede eksisterende gæld og tilgodehavender (som forrentes gennem året) dels gæld og tilgodehavender, der i løbet af året refinansieres og forrentes - evt, med en ændret rentesats - samt gæld og tilgodehavender, der pådrages/erhverves i medfør af et gennem året opstået underskud på betalingsbalancens løbende poster (nettokapitalimport), må disse forhold spille ind ved fastlæggelsen af iken til brug ved fremskrivninger over Tien.

b. Budgetdepartementets rentemodel

Budgetdepartementet forsøger mere eksplicit at tage højde for de rentebetalinger i det løbende år, der er en følge af nettokapitalimporten i årets løb.

Det antages implicit, at den private og offentlige nettokapitalimport mods det løbende betalingsbalanceunderskud, dvs. at valutareserven forudsættes

Da årets nettokapitalimport og nettogældsforøgelse typisk opstår løb at den renteudgift, der pådrages og betales i et bestemt år være mindre end den renteudgift, som den til unde skuddet svarende netto-

gældsforøgelse ville have givet anledning til, såfremt denne havde været forrentet igennem et helt år (helårsrenten). Renteterminerne antages endvidere at være forskellige for offentlige og private lån. Mere eksplicit forudsættes det i Budgetdepartementets model, at den løbende kapitalimport er ligeligt fordelt mellem private og offentlige myndigheder. Samtidig antages det, at af helårsrenten på offentlig nettokapitalimport forfalder 1/3 i det år, gælden pådrages, mens halvdelen af helårsrenten af privat nettokapitalimport betales i det år, underskuddet og kapitalimporten optræder.[1)]

Der anvendes en forudsætning om, at nye lån - hvad enten der er tale om private eller offentlige lån og uanset fordelingen på kort- og langfristede lån - forrentes med helårsrentesatsen 0.09.

Af forrige periodes løbende underskud Enl(-1) betales i det løbende (aktuelle) år den del af renten, som ikke blev betalt forrige år, dvs. af periode (t-1)'s løbende underskud betales i år t andelen: $(\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\cdot 2/3)\cdot 0.09 = 0{,}0525$ i rente. Analogt: periode t's nettorente af periodens nettokapitalimport udgør andelen $(\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\cdot 1/3)\cdot 0{,}09 = 0.0375$.

Et tilnærmet udtryk for periode t's nettokapitalimport fås ved at beregne værdien af følgende udtryk - med BD'terminologi for venstresidevariablen:

$$(\quad)\qquad \text{Renl} = \text{Tien}(-1) + \text{Enl}(-1)\ 0.0525 + \text{Envd} + \text{Tenf} + \text{Tenu} + \text{Tenk}$$

I udtrykket indgår dels forrige års nettorenteindtægt samt tilvæksten i rente etalingerne som følge af nettokapitalimport forrige år. Derimod indgår ikke den del af det løbende års rentebetaling, der vedrører forrentningen af periodens nettokapitalimport.

---

1) Disse fordelingsnøgler er bygget ind i renterelationen og kan således ikke ændres uden at ændre relationens parametre. Det samme gælder forudsætningen om den rente

Periode t's nettorente beregnes herefter som følger:

( ) Tien = Tien(-1) + 0.0525 Enl(-1) + 0.0375 Renl

Det ses, at der ikke tages hensyn til, at der i det løbende år skal betales rente af det samlede løbende underskud, dvs. også af den del af underskuddet, der vedrører rente af kapitalimporten i årets løb. ( ) tages således ikke hensyn til den rente, som ifølge forudsætningerne skulle betales i år t af den nettokapitalimport, der må optages for at finansiere nettorentebetalingerne. Forholdet er dog ubetydeligt.

or at bringe modellens antagelser tydelig frem er nedenfor vist hvorledes systemet ville tage sig ud - i sin mest ekstreme formulering; i modsætning til ovenfor er modellens antagelser gjort mere eksplicit og formuleringen forsøgt"smidiggjort" ved anvendelse af en række eksogene variable (kvoter). Disse udtrykker dels de andele af peri dens nettokapitalimport, der optages af private henholdsvis offentlige myndigheder, dels de andele af helårsrenten på nettokapitalimportæn, der betales i det år gælden pådrages. Der anvendes samme rentesats for offentlige som private lån:

( ) a1 = (bkep·bikp·ike + bkeo·biko·ike)[1] (= 0.0375)

( ) a2 = (1 - bkep)(1 - bikp)·ike + (1 - bkeo)(- bik)·ike (= 0.0525)

( )) Tie2 = a2·Enl(-1)

( ) Renl = Tien(-1) + Tie2 + Envd + Tenf + Tenu + Tenk + Jren

( ) Tie1 = a1·Renl

( ) Tie3 = iken·Ken(-1) + Jtie

( ) Tien = [Tien(-1) + Tie1 + Tie2 + J] dien + (1 - dien)Tie3

Når dien, som enten kan antage værdien eller 1 gives værdien nul beregnes renten som nuværende ADAM; dien = 1 svarer til BD's oplæg.

ad ~~§~~ 2. fortsat.

Eftersom Tint som modelvariabel, jf. afsnit 2, indgår i den store simultane blok, kræver løsning af modellen, at Tien og dermed Tipn og Tint er beregnet før den simultane blok - med mindre hele renteberegningen inkluderes i den simultane blok. Bortset fra sidstnævnte tilfælde er et oplæg, hvori kendskab til endogene komponenter af den løbende betalingsbalance indgår, uforeneligt hermed. Et oplæg som ~~det~~ ADAMS nuværende, hvori kun prædeterminerede variable indgår, vil selvfølgelig være anvendelig.

Nu er der næppe løsningsmæssige problemer forbundet med at lade renteberegningen ske inden for den simultant blok; hovedproblemet er snarere at et oplæg som det ovenfor refererede indeholder et ikke ubetydeligt antal variable, jf. også det følgende, til hvis fastlæggelse der næppe kan tilvejebringes løbende information byggende på offentliggjort statistik. Et i denne henseende mindre "krævende" oplæg til derfor være ønskeligt.

Man kunne overveje, om en formulering som vist nedenfor kan anses for mere tilfredsstillende, såfremt den nuværende med anvendelse af "gennemsnitsrenten" ikke findes behagelig; det ses, at iken afløses af en ny kvote, btie, hvis fortolkning ~~selvfølgelig afviger~~ dog ikke med fraskrivelse af fra ovenstående al, idet der ~~nu~~ ikke er medtaget noget bidrag fra den løbende nettokapitalimport til forklaring af nettorenten. Kvoten btie er ~~selvfølgelig~~ ex post ikke nogen pæn konstant, jf. tabellen nedenfor, men varigtionerne er dog beherskede.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

6. dec. 1978
EV/ev

Revision af beregningsrutinen for betalingsbalancens løbende poster.

1 a. Indledning

Nedenfor skal der foreslås foretaget en række ændringer i den del af ADAM's ligningssystem, der p.t. benyttes ved beregning af saldoen på betalingsbalancens løbende poster. Formålet er at tilgodese en række brugerønsker - det kunne kaldes et udslag af harmoniseringsbestræbelser.[1)]

Ønskerne til den kommende delmodels formåen har bla. givet sig til kende ved:

- transfereringsposterne med relation til De Europæiske Fællesskaber samt de ensidige overførsler i form af gaver og ulandsbistand skal kunne fremskrives automatisk, således at der sikres koncistens med øvrige modelvariable.

- relationen til bestemmelse af de samlede nettorenteindtægter, Tien, bør i højere grad end det er tilfældet i den nuværende ADAM-version tage hensyn til rentebetalinger s.f.a. tilvækst i nettogælden til udlandet igennem året.[2)]

- systemet skal søges opbygget så fleksibelt, at de nuværende ADAM-relationer fortsat kan benyttes - dvs. en mulighed for en eksogen fremskrivning af de berørte variable skal søges bevaret.

---

1) Den i Det økonomiske Sekretariat anvendte beregningsrutine svarer p.t. til den i ADAM juli 78X værende, jf. EV 25/07/78. Budgetdeparmentets version er beskrevet i notat af Flemming Dalby Jensen: Fremskrivning af den løbende betalingsbalances transfereringsposter, 29. juni 1978, J. nr. Ø 1047, samt i Budgetdepartementets versionsbeskrivelse: ADAM - revideret modelversion, August 1978, J. nr. Ø 1252.

2) Tien erstatter udtrykket Tenr, jf. notat om rentestrømme i ADAM: Lukning af modellens rentestrømme, EV 28/11/78.

1 b. Begrundelse for ændringerne.

De variable, der i ADAM juli 1978-versionen danner overgang mellem saldoen på vare- og tjenestebalancen, Envt, og betalingsbalancens løbende poster, Enl, er alle eksogene - bortset fra rente- og udbyttebetalingerne fra udlandet, netto, Tien. Denne fremgangsmåde forekommer også rimelig i kortsigtsanalyser. Et ønske om at kunne anvende en forholdsvis automatisk procedure - ved fremskrivning over en længere årrække - synes dog forståelig. En sådan kodificering af tendenser og beregningsprindipper, der ligger bag fastlæggelsen af størrelsen af de nedenfor diskuterede variable, vanskeliggøres imidlertid af, at principperne ofte er politisk bestemte. Dette gælder fx bestemmelsen af ulandsbistanden, der udgør et væsentligt element af saldoen på gavebalancen og vel især transfereringerne i medfør af De Europæiske Fællesskabers landbrugsordninger. En automatisk, koncistent procedure til brug ved fremskrivningen, må derfor benyttes med en vis forsigtighed og fleksibilitet. Såfremt de på de foreliggende principper resulterende transfereringer viser sig at give anledning til økonomiske gevinster, der væsentligt overstiger, hvad der måtte tilfalde de øvrige medlemslande - en situation, der politisk kan forekomme uholdbar - vil en ændring af de regler, hvorefter transfereringerne fastlægges, formentlig kunne påregnes. De på den automatiske procedure fremskrevne variable bør derfor holdes under opsyn og evt. korrigeres; at lave en helt eksogen fremskrivning - evt. for en kortere fremtidig periode - kan da forekomme nærliggende.

Specielle behov gør det imidlertid værd at overveje, om en specifikation, der både tilgodeser en forholdsvis automatisk fremskrivning og muliggør en ren eksogen fremskrivning, kan stables på benene.

1 c. Oversigt

I det efterfølgende afsnit 2 skal først omtales behandlingen af korrektionsposterne for Færøerne og Grønland. Dernæst skal behandlingen i nuværende ADAM-version og i BD's modelversion af transfereringerne med EF fremlægges, hvorefter et nyt forslag skal vises. Såfremt dette kan accepteres vil det give anledning til en række ændringer i den øvrige modelstruktur - først og fremmest i placeringen af relationerne og en enkelt variabel, Rq, vil blive omdefineret. Det skal dog allerede her pointeres, at det ikke er fundet tilrådeligt at gøre alle transfereringskategorier vedr. EF-betalingerne endogene.

I afsnit 3 vises et forsøg på endogenisering af de ensidige overførsler i form af gaver m.v. og i afsnit 4 diskuteres relationen for rente- og udbyttebetalingerne netto fra udlandet.

Karakteristisk for de nye relationers placering i modellen er, at de alle er placeret inden for den simultane blok.

2 a. Færøerne og Grønland

I det nye forslag til betalingsbalancemodel anses en eksogen behandling - som i ADAM af korrektionsposterne vedr. Færøerne og Grønlands varehandel med Danmark og med det øvrige udland for tilfredsstillende. Vare- og tjenestebalancens saldo ifølge betalingsbalancestatistikken, Endv, udtrykkes derfor fortsat ved:

(1) $$Endv = Envt - Enfu + Endf$$

2 b. Transfereringer med De Europæiske Fællesskaber

I ADAM er nettobetalingerne til EF, Tenf, som vist i betalingsbalancestatistikken, opdelt i:

Udgifter vedr. EF:

Tefb : Danmarks bidrag til EF's budget (netto)

Indtægter vedr. EF:

Tefe : FEOGA-eksportstøtte

Tefp : Hjemmemarkedsstøtte (produktionsstøtte)

Tefr : Beregnede restanceindtægter over for FEOGA (ex post; forskellen mellem Tenf og (Tefe + Tefp - Tefb)

Alle disse variable er betragtet som værende eksogene. I fremskrivninger tillægges Tefr typisk værdien 0.

Budgetdepartementets model adskiller sig herfra på en række punkter: Bruttoindtægterne opdeles i:

- monetære udligningsbeløb
- eksportrestitutioner og produktionsstøtte m.v. - kaldet øvrige EF-indtægter

De monetære udligningsbeløb fastholdes ved fremskrivning på et niveau svarende til værdien i det seneste af DØS udarbejdede kortsigtsskøn.[1] Denne fremgangsmåde er anvendt, da der ikke p.gr.a. de mere eller mindre fluktuerende valutakurser menes at være noget fast holdepunkt for over et længere åremål at fremskrive valutakursrelationerne og dermed de monetære udligningsbeløbs størrelse, som jo i princippet afhænger af valutakursernes udsving fra de fastlagte "grønne" valutaer.

De øvrige EF-indtægter fremskrives med den vækstrate for landbrugseksporten, i løbende priser som er anvendt i den foreliggende ADAM-kørsel, dvs. fremskrivningen er i princippet eksogen; både pea og fea er jo eksogene. De enkelte komponenter i denne gruppe er forskellige hvad angår størrelse og udviklingsforløb; eksportrestitutionerne er den mest betydende post, mens tiltrædelsesudligningsbeløbene aftager og bortfalder med udgangen af den ved tiltrædelsen i 1973 fastsatte 5-årige overgangsperiode.

---

1) DØS-skønnene bruges generelt for de første to år i fremskrivningen. Først derefter anvendes en evt. endogen fremskrivning.

Bruttoudgifterne består af dels told- og landbrugsafgifter dels af Danmarks finansielle bidrag (indtil 1979).

Told-og landbrugsimportafgifterne antages at vokse med den samlede import i løbende priser. For de finansielle bidrags vedkommende ertattes disse som bekendt fra 1979 af bidrag udskrevet som en andel af det harmoniserede momsgrundlag. I BD's beregningsrutine er momsgrundlaget approksimeret ved størrelsen af det private forbrug i årets priser og procentsatsen for "momsbidraget" angives ved en parameter ($\leq$ 1). Der kan(formentlig) tænkes situationer, hvor udviklingen i det harmoniserede momsgrundlag ikke vil være sammenfaldende med udviklingen i det private forbrug, og det private forbrug må derfor betragtes som en første approksimation.

Efter denne korte præsentation af de nuværende beregningsrutiner vedr. EF-betalingerne skal et forslag til ny (fælles) beregningsrutine fremlægges. Dette afviger på få punkter fra de nuværende.

ADAM's opdeling af bruttoindtægterne i Tefe, Tefp og Tefr foreslås bevaret. At holde produktionsstøtten adskilt fra eksportrestitutioner og tiltrædelsesudligningsbeløb forekommer mest rimelig - især hvis en fremskrivning med landbrugseksporten som indikator skulle vise sig mulig; endvidere indgår produktionsstøtten i tpf, hvorfor en eksogen behandling af denne vil være rarest. - Det har dog vist sig svært at konstatere nogen nær sammenhæng mellem Tefe og landbrugseksporten i løbende priser; hverken indbyrdes sammenligning af den årlige ændring i Tefe og Ea eller i RTefe og REa giver hæderlige resultater bagud i tid

	Tefe	Ea	DTefe	DEa	RTefe	REa
1973	1930	8041				
1974	1420	9277	-510	1236	-26,4	12,4
1975	1443	11134	23	1857	1,6	20,0
1976	2370	11100	927	-34	64,2	-0,3
1977	3955	11882	1585	782	66,9	7,0

Stemningen er derfor mest for - indtil mere fyldesgørende oplysninger om EF-data og deres konstruktion fremkommer - at holde Tefe eksogen. Der skal dog laves en enkelt ændring: Tefe er i princippet indeholdt i Rq. Ændringer i Tefe bør derfor også påvirke Rq. For ikke at man risikerer at glemme dette forhold, bør Rq opdeles i Tefe og RestRq.

Hvad angår bidraget til EF's budget, Tefb, skal følgende - med utilladelig symbolbrug - foreslås:

(2) $\quad Told = Told(-1) + btld \cdot D(Mc + Ma) + Jtld$

(3) $\quad Momsgrundlag(=Rgfb) = brfb \cdot Rg/tg$

(4) $\quad Momsbidrag(=Tefg) = befg \cdot Rgfb + Told + Jefg$

(4') $\quad Tefb = Tefg + Told$

Antages told- og landbrugsimportafgifterne, Told, at være proportionale med importen (i BD's model antages væksten i den samlede import at bestemme væksten i Told), synes en specifikation som ovenfor at være tilforladelig. I hvert fald er det næppe rimeligt at lade den samlede import "trække læsset" og indikatoren er derfor begrænset til Mc og Ma - evt. burde også Mr medtages; det afhænger selvfølgelig af hvilke varer, der er tale om.

Det EF's 6. momsdirektiv harmoniserede momsgrundlag er approksimeret ved "ADAM's momsgrundlag" (evt. med anvendelse af en opgangningsfaktor). "ADAM's momsgrundlag" er igen approksimeret ved momsprovenu Rg delt med momssats, tg. Momsbidraget til EF beregnes da ved at multiplicere dette beløb med bidragsprocenten, befg.

Det er selvfølgelig vanskeligt at vurdere dette forslag uden tal at kigge på; men hvad angår momsgrundlaget vides det, at tolddepartementet ved forskudopgørelsen til EF for 1979 har taget udgangspunkt i finanslovens provenu.

3. Relation for ensidige overførsler?

Budgetdepartementet har opstillet en beregningsrutine for bruttoudgifterne vedr. ensidige overførsler til udlandet, dvs. gaver og ulandsbistand. Bruttoindtægterne, der er beløbsmæssigt ringe, indgår eksogent. - En væsentlig del af bruttoudgifterne antages at være udviklingsbistand. Derfor forudsættes det, at stigningstakten i udviklingsbistanden kan benyttes som indikator for væksten i bruttoudgifterne.

Udviklingsbistanden antages i modellen at følge udviklingen i et korrigeret bruttonationalprodukt (i løbende priser). Dette skal ses på baggrund af, at FN har fastsat et mål for ulandsbistanden på0.7% af dette korrigerede BNP. Den danske ulandsbistand (gaver og lån) var i 1977-78 af en størrelse svarende til 0.65 % af BNP. Denne bistandsprocent antages at vokse til 1 % af BNP omkring 1990, jf. regeringens målsætning herfor(fremgår af den årligt af udenrigsministeren for olketinget fremlagte plan for udviklingsbistanden for de kommende 5 år).

I BD's model opereres med både BNP (ADAM's Y) og det korrigere BNP (her kaldet Yfn). Det antages, at væksten i de to er den samme, og videre, at bistanden (brutto), (her kaldet Tebb) derfor kan udtrykkes ved:

(5) $$Tebb = bteb \cdot Yfn = bteb \cdot [Y/Y(-1)]\, Yfn(-1).$$

Det antages videre, at væksten i bistanden - evt korrigeret ved hjælp af justeringsled - kan bruges som indikator for væksten i de ensidige overførsler:

(6) $$Teub = Teub(-1) \cdot (Tebb/Tebb(-1) + Jteb) + Jteu.$$

Dette forslag kunne forenkles, idet man kunne antage, at Y og Yfn også var proportion le, hvorved udtrykket ville forenkles til:

(7) $$Teub = Teub(-1) \cdot (bteb/bteb(-1) + Jteb) + Jteu$$

Relationen til bestemmelse af nettooverførslerne Tenu kunne da udtrykkes :

(8) $$Tenu = (Teib - Teub)$$

4. Rente- og udbytterelationen

I ADAM anvendes en meget simpel fremgangsmåde til beregning af Danmarks nettorenteindtægter (nettorentebetalinger) fra udlandet:

(9) $$Tien = iken \cdot Ken(-1)$$

Der benyttes kendskab til Danmarks samlede nettotilgodehavender i udlandet ved slutningen af forrige periode, Ken(-1), samt en "gennemsnitlig" rentesats, iken. Periodens rentebetaling fås da ved multiplikation af sats med beholdning.

Det bemærkes, at iken ikke er estimeret. Da de rentebetalinger, der vedrører et bestemt år, knytter sig dels til allerede eksisterende gæld og tilgodehavender (som forrentes gennem året) dels gæld og tilgodehavender, der i løbet af året refinansieres og forrentes - evt. med en ændret rentesats - samt gæld og tilgodehavender, der pådrages/erhverves i medfør af et gennem året opstået underskud på betalingsbalancens løbende poster (nettokapitalimport), må disse forhold spille ind på fastlæggelsen af iken.

Budgetdepartementets model forsøger mere eksplicit at tage højde for de rentebetalinger i det løbende år, der er en følge af nettokapitalimporten i årets løb. Det antages implicit, at den private og offentlige nettokapitalimport modsvarer det løbende betalingsbalanceunderskud, dvs. at valutareserven forudsættes uændret.

Den renteudgift, der pådrages og betales i et bestemt år som følge af årets nettokapitalimport vil typisk - da gælden pådrages gennem året - være mindre end den renteudgift, som den til underskuddet svarende nettogældsforøgelse ville have givet anledning til, såfremt denne havde været forrentet igennem et helt år (helårsrenten). Typisk er løbetiden for offentlige lån længere end løbetiden for private. Renteterminerne er endvidere forskellige.

I Budgetdepartementets model forudsættes det eksplicit, at den løbende kapitalimport fordeles ligeligt mellem private og offentlige myndigheder. Samtidig antages det, at af helårsrenten på

offentlig nettokapitalimport forfalder 1/3 i det år, gælden pådrages, mens halvdelen af helårsrenten af privat nettokapitalimport betales i det år, underskuddet og kapitalimporten optræder.[1)]

Der anvendes en forudsætning om, at nye lån - hvad enten der er tale om private eller offentlige lån - og uanset fordelingen på kort- og langfristede lån - forrentes med helårsrenten 0.09 (9 %).

Af forrige periodes løbende underskud Enl(-1) betales i det løbende (aktuelle) år den del af renten, som ikke blev betalt forrige år; dvs. af periode (t-1)'s løbende underskud betales i år t andelen: $(\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\cdot 2/3)\cdot 0.09 = 0.0525$ i rente. Analogt: periode t's nettorente af periodens nettokapitalimport udgør andelen $(\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\cdot 1/3)\cdot 0.09 = 0.0375$.

Et <u>tilnærmet</u> udtryk for periode t's nettokapitalimport fås ved at beregne værdien af følgende udtryk:

(10) $$Æ = Tien(-1) + Enl(-1)\cdot 0.0525 + Envd + Tenf + Tenu + Tenk$$

I udtrykket indgår dels forrige års nettorenteindtægt samt tilvæksten i rentebetalingerne som følge af nettokapitalimport forrige år. Derimod indgår ikke den del af det løbende års rentebetaling, der vedrører forrentningen af periodens nettokapitalimport.

Periodens samlede renteudgift beregnes herefter som følger:

(11) $$Tien = Tien(-1) + Enl(-1)\cdot 0.0525 + 0.0375\cdot Æ$$

Det ses, at der ikke tages hensyn til, at der i det løbende år skal betales rente af det samlede løbende underskud, dvs. også af den del af underskuddet, der vedrører rente af kapitalimporten i årets løb. I ( ) skulle parentesens værdi i tilfælde af løbende underskud have været forhøjet med den rente, som betales af den nettokapitalimport, som optages for at finansiere rentebetalingerne.

3 b <u>Et brugbart oplæg</u>?

<u>Systemet</u> kunne gøres mere fleksibelt ved som eksogene variable at

1) Disse fordelingsnøgler er bygget ind i renterelationen og kan således ikke ændres uden at ændre relationens parametre. Det samme gælder forudsætningen om den rente nettokapitalimporten forrentes med.

udtrykke dels de andele af periodens nettokapitalimport, der optages af private henholdsvis offentlige myndigheder, dels de andele af helårsrenten på nettokapitalimporten, der betales i det år, gælden pådrages, i stedet for som nu at bygge antagelserne om disse størrelse ind i relationen. At anvende samme rentesats på private og offentlige lån kunne evt. også løsnes. At benytte justeringsled er selvfølgelig en mulighed.

Et oplæg à la BD kunne da se ud som følger:

(12) $a1 = (bkep \cdot bikp \cdot ikep + bkeo \cdot biko \cdot ikeo)$ [1] $(= 0.0375)$

(13) $a2 = (1 - bkep) \cdot (1 - bikp) \cdot ikep + (1 - bkeo) \cdot (1 - biko) \cdot ikeo$ $(= 0.0525)$

(14) $Tie2 = a2 \cdot Enl(-1)$

(15) $Æ = Tien(-1) + Tie2 + Envd + Tenf + Tenu + Tenk$

(16) $Tie1 = a1 \cdot Æ$; (17) $Tie3 = iken \cdot Ken(-1)$

(18) $Tien = [Tien(-1) + Tie1 + Tie2 + Jtie]dien + (1 - dien) \cdot Tie3$

Når dien, som enten kan antage værdien 0 eller 1, gives værdien 0 beregnes renten"eksogent" (dvs. som nu); dien = 1 svarer til BD's oplæg.

Der opstår imidlertid problemer i relation til de øvrige ændringer, der påtænkes foretaget i ADAM. M.h.t. forslaget til behandling af nettorentestrømmene, jf. EV 28/11/78, er der talt for at gøre den offentlige sektors nettorenteindtægter, Tion, eksogen og sammen med relationen til bestemmelse af Danmarks nettorenteudgifter til udlandet at bestemme den private sektors nettorenteindtægter, Tipn, endogent; oplægget gik ud på at lade disse beregninger ske før den simultane blok. - Imidlertid lægges der med ovenstående renterelation op til, at bestemmelsen af Tien først kan ske efter bestemmelsen af vare- og tjenestebalancen og evt. andre transfereringsposter, der er endogeniseret. Den enkle løsning på problemerne ville selvfølgelig være at anbringe alle relationerne inden for den simultane blok.

---

1) bkep: andel af årets nettokapitalimport, der påtages af private
bikp: andel af helårsrenten på privat nettokapitalimport, der betales i det år, gælden pådrages.
ikep: helårsrentesats på privat nettokapitalimport.

```
        Envd = Envt - Enfu + Endf
X       Tefr
X       Tefp
X       Tefe
        Told = Told(-1) + btld D(Mc + Ma) + Jtld
        Rgfb = brfb Rg/tg
        Tefg = befg Rgfb + Jefg
        Tefb =(Tefg + Told) defb  + (1 - defb) Tefb
        Tenf = Tefe + Tefp + Tefr - Tefb
X       Tenk

X       Teib
        Teub = Teub(-1)(bteb/bteb(-1) + Jteb) + Jteu
        Tenu = (Teib - Teub)denu + Tenu (1 - denu)

        a1 = (bkep bikp ikep + bkeo biko ikeo
        a2 = (1-bkep)(1-bikp)ikep + (1-bkeo)(1-biko)ikeo
        Tie2 = a2 Enl(-1)          ; Tie3 = iken Ken(-1)
        Æ = Tien(-1) + Tie2 + Envd + Tenf + Tenu + Tenk      ; Tie1 = a1 Æ
        Tien =(Tien(-1) + Tie1 + Tie2 + Jtie) dien + (1 - dien)Tie3

        Enl = Envd + Tenf + Tenu + Tenk + Tien

        Ken = Ken(-1) + Enl + Jken
X       Tion
        Tiep = Tien - Tion
        Tiint = (1-dint)Tiep + 493.0

        Rq = Tefe + Rqr
```

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
28. november 1978

Lukning af modellens rentestrømme - revideret.

I nationalregnskabet efter SU 7 findes opgørelser over bruttorentestrømme mellem hovedsektorerne (den private sektor, den offentlige sektor og udlandet). For året 1971 kan følgende oversigt opstilles:

fra \ til	privat	off.	udland	i alt
privat	-	1417	786	2203
off.	1064	-	406	1470
Udl.	646	3	-	649
i alt	1710	1420	1192	4322

Det ses, at de private nettorenteindtægter er 1710 - 2203 = -493 mill kr., mens den offentlige sektors nettorenteindtægter andrager i alt 1420 - 1470 = -50 mill kr. Udlandets nettorenteindtægter fra Danmark er 1192 - 649 = 543 mill kr. Dette tal svarer til den værdi - med modsat fortegn - variablen Tien er tillagt i 1971 (denne måler Danmarks netterenteindtægt fra udlandet).[1)]

Kaldes nettorentestrømmene til de forskellige sektorer for henholdsvis Tipn (den private sektors nettorenteindtægter), Tion (den offentlige sektors nettorenteindtægter) og Tien (Danmarks nettorenteindtægt fra udlandet) følger:

---

1) Tien vil herefter erstatte variabelnavnet Tenr, idet Ti vil referere til overbegrebet renteoverførsler.

(1) Tipn + Tion + (-Tien) = 0 eller

(2) Tipn + Tion = Tien

Af ovenstående variable indgår - i modificeret form - kun den private sektors nettorenteindtægter; således indgår variablen Tint i definitionen af den disponible indkomst LYd:

(3) LYd = Y + T - R - Sd + Tint

Tint er datamæssigt fastlagt ved forskellen mellem Tipn og Tipn(1971), dvs. Tint måler ændringen i nettorenteindtægterne for den private sektor siden 1971; for 1971 og tidligere er Tint sat til nul.

Denne konstruktion udspringer af det forhold, at det med august 1976-versionen er valgt at ændre definitionen af LYd - efter estimationen af bl.a. forbrugsrelationerne; for ikke at skulle blive tvunget til at reestimere de berørte relationer efter denne ændring i LYd, valgtes det at lade nettorentestrømmen til den private sektor indgå som afvigelsen fra det niveau, variablen havde i det år, i hvilket afgørende ændringer i serien optræder.

Et nyt oplæg til rentestrømmenes behandling i modellen går ud på følgende:

<u>Model I</u>

1) flyt relationen til bestemmelse af Tien op foran den simultane blok. Det overvejes evt. at ændre bestemmelsen af Tien, men ellers:

$$\text{Tien}(t) = f(\text{iken}, \text{Ken}(-1), ..)$$

2) indsæt følgende relationer inden den simultane blok:

$$\text{Tipn}(t) = \text{Tien}(t) - \text{Tion}(t)$$

$$\text{Tint}(t) = (1 - \text{dint}) \cdot \left[\text{Tipn}(t) - \text{Tipn}(1971)\right]$$

hvor dummyen dint = 1.0 for $t < 1972$ og dint = 0 for $t \geq 1972$.

Resten af modellen skulle da kunne fungere som tilforn.
Det ses, at Tint nu er endogen. Ny endogen er endvidere Tipn.
Tion er ny eksogen variabel. Antal relationer forøges med to.

En anden måde at behandle rentestrømmene på kunne være at lade Tipn være eksogen og i stedet beregne Tint og Tion endogent:

Model II

$$Tien(t) = f(iken, Ken(-1), ,,)$$

$$Tint(t) = (1 - dint)\cdot(Tipn(t) - Tipn(1971))$$

$$Tion(t) = Tien(t) - Tipn(t)$$

I model I er det usikkerheden om bestemmelsen af Tion og Tien, der bestemmer, hvor usikkert Tipn - og dermed Tint, Lyd og Yd - bestemmes. I model II er det kun usikkerheden på Tipn, der får betydning for modellens løsning. Den endogene beregning af Tion kan da benyttes som koncistenscheck af Tipn, idet beregningen selvfølgelig er påvirket af rimeligheden af den endogene Tien.

Hvis det menes, at det er mere sikkert at fremskrive Tion - evt. fordi rente og offentlig nettogæld anses for værende (delvis) under kontrol, dvs. har karakter af et instrument, bør det føre til implementering af model I.

DATA:

	Tipn	Tion	Tien	Tint
1953	133	-188	-55	0
1954	112	-190	-78	0
1955	129	-203	-74	0
1956	154	-204	-50	0
1957	161	-208	-47	0
1958	161	-170	-9	0
1959	192	-169	23	0
1960	179	-146	33	0
1961	71	-106	-35	0
1962	81	-98	-17	0
1963	55	-113	-58	0
1964	62	-127	-65	0
1965	18	-107	-89	0
1966	-15	-107	-122	0
1967	-137	-29	-166	0
1968	-266	55	-211	0
1969	-354	58	-296	0
1970	-340	6	-334	0
1971	-493	-50	-543	0
1972	-898	60	-838	-405
1973	-1371	415	-956	-878
1974	-2518	1055	-1463	-2025
1975	-3711	1845	-1866	-3218
1976	-4229	2050	-2179	-3736
1977	-4920	1680	-3240	-4427
1978				

DATA:

	Tipn	Tion	Tien	Tint
1953	133	-188	-55	0
1954	112	-190	-78	0
1955	129	-203	-74	0
1956	154	-204	-50	0
1957	161	-208	-47	0
1958	161	-170	-9	0
1959	192	-169	23	0
1960	179	-146	33	0
1961	71	-106	-35	0
1962	81	-98	-17	0
1963	55	-113	-58	0
1964	62	-127	-65	0
1965	18	-107	-89	0
1966	-15	-107	-122	0
1967	-137	-29	-166	0
1968	-266	55	-211	0
1969	-354	58	-296	0
1970	-340	6	-334	0
1971	-493	-50	-543	0
1972	-898	60	-838	-405
1973	-1371	415	-956	-878
1974	-2518	1055	-1463	-2025
1975	-3711	1845	-1866	-3218
1976	-4229	2050	-2179	-3736
1977	-4920	1680	-3240	-4427
1978				

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

PUD/EV/ev
10. oktober 1978

Om turistindtægternes behandling i ny ADAM

I arbejdsudvalgets rapport er der ikke taget stilling til, hvorledes turistindtægterne skal behandles. En vis afklaring af intentionerne på dette område vil derfor være nyttig.

I det gamle nationalregnskab er det private forbrug - dvs. forbruget afholdt af personer hjemmehørende i det egentlige Danmark - fremkommet ved at foretage beregnede fradrag for det offentliges varekøb samt køb af varer og tjenester her i landet af udenlandske turister, m.v. fra den mere detaljerede opgørelse af forbruget i indlandet, jf. tabel 19 i SU 7. Disse særskilte fradrag er beregnet på den måde, at det offentlige vare- og tjenestekøb, ekskl visse militære køb, fordeles proportionalt på de vare- og tjenestekategorier,(forbrugskomponenter) fra hvilke der må formodes at ske køb. De konsumgrupper, som det offentlige køb ikke antages at være rettet mod, tillægges vægten nul ved fordelingen. En analog fremgangsmåde er anvendt ved fordelingen af udenlandske turister m.v.'s køb her i landet. De 1012 mill(1955 priser)turistindtægter, der registreres i 1965, er således fordelt på alle varekategorier - bortset fra "anskaffelse af motorkøretøjer","brændsel","husleje" og "rejser i udlandet".

Det nye nationalregnskab opererer med forbruget opgjort for det samlede indenlandske marked (privat konsum på dansk område) (household final consumption in the domestic market) og privat konsum i alt (expenditure of resident households). Sidstnævnte fremkommer ved fra den første opgørelse af trække turistindtægter m.v. og tillægge turistudgifter m.v. Der sker således ikke i det nye nationalregnskab nogen fordeling af turistindtægter m.v. på konsumgrupper.

En måde at forsøge at klare problemet med turistindtægterne på kunne være at estimere forbrugsfunktioner for privat konsum på dansk område. Ved modelberegning af det samlede private konsum som summen af de enkelte forbrugskomponenter skulle da fEt fratrækkes denne sum.[1] Denne fremgangsmåde indebærer, at variationer i turistindtægterne ikke får lov til at slå direkte ud i de konsumgrupper, der især efterspørges af udlændinge.

En anden fremgangsmåde kunne gå ud på at lave et skøn på fordelingen på konsumgrupper - udtrykt som andele - af de samlede tu-

---

1) Der skal selvfølgelig også laves en forbrugsfumktion for fCt

ristindtægter. Kendskab til udviklingen i disse andele over tiden ville selvfølgelig ligeledes være relevant, men for ikke at komplicere problemstillingen unødigt kunne man formentlig i første omgang forudsætte, at andelene var konstante over tiden. Hovedproblemet bliver imidlertid at finde grundlag for at fastlægge vægtene.

Dog - havde man sådanne andele $\alpha tx(t)$ for hver konsumkategori X i periode t, kunne fordelingen på kategorier udtrykkes således:

$$(1) \qquad fEtx(t) = \alpha tx(t) \cdot fEt(t) \ , \quad \text{hvor} \quad \sum_x \alpha tx(t) = 1$$

Derefter estimeres der forbrugsfunktioner for indlændinges privatforbrug, idet forbruget på dansk område, fCx, må kunne udtrykkes ved

$$(2) \qquad fCx = f_x(Yd,\ Yd(-1),,,\ ,\ (pcx/pcp),,,,,) + fEtx$$

Formuleringen lægger således op til at binde koefficientværdien til fEtx til én ved at overføre fEtx til venstresiden af (2). f_x beskriver således indlændinges privatforbrug.
Fordelen ved denne formulering skulle være,at der ved ændringer i fEt vil ske påvirkning direkte af de berørte fCx'er og dermed via sammenbindingen af produktion, import og beskæftigelse m.v.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
26. oktober 1978

Er der noget galt med sektorprisrelationerne?

1. Problemstilling.

Sommerens anvendelse af april 1978 versionen af ADAM har hos dens brugere afsløret en vis skepsis over for pålideligheden af - i hvert fald dele af - modellens prissystem.

Kritikken af prissystemet har især været fremført af modellens eksterne brugere, der ved alternativkørsler har fundet, at modellen fx overvurderer realindkomstfaldet af en reduktion af vækstraten i den indenlandske nominalløn; priserne vurderes således at reagere for svagt.

Disse egenskaber er først og fremmest blevet henført til modellens sektorprisrelationer, der menes at undervurdere prisudviklingen. Denne formodede skævhed er søgt udbedret ved at indlægge passende justeringsled i sektorprisrelationerne. Derimod er der ikke blevet korrigeret i prissammenbindingsrelationerne; dette forhold skal indtil videre tages som udtryk for, at der ikke er speciel utilfredshed med disse relationers egenskaber. I det følgende skal derfor kun sektorprisrelationerne omtales. Det skal dog indskydes, at de nuværende prissammenbindingsrelationer heller ikke synes i nogen udpræget grad at bidrage til at undervurdere prisudviklingen; således overvurderer flertallet af prissammenbindingsrelationerne prisudviklingen på efterspørgselskomponenterne - i hvert fald i slutningen af fremskrivningsperioden 1970-77.[1)]

I afsnit 2 vises de nuværende relationer og relationer med de samme forklarende variable men estimeret over en længere periode i forhold til de nuværende. Resultaterne kommenteres i afsnit 3.

---

1) Jf. Enkeltligningsresidualer med ADAM, april 1978 version, HB-H 04/09/78.

2. Sektorprisrelationer som nu m.v.

Hvad sektorpriserne angår tyder noget på, at i hvert fald pnc og pni undervurderer prisudviklingen i slutningen af fremskrivningen; pb-relationen tenderer vel nærmest at overvurdere priserne mens entydigheden af resultaterne er mindre udpræget for pq-relationens vedkommende, jf. nedenstående oversigter. I samme forbindelse er vist resultater af en række estimationer af sektorprisrelationer med samme forklarende variable som de nu anvendte; estimationsperioden er blot forlænget frem i tid.

pni-relationen

n	C	D(0,8pmr+ 0,2pme)(-½)	D(Wani/Xni)(-¼)	RfEm	s	DW	R^2	Fremskrivningsfejl 73	74	75	76	77
1951-69	0,1549 (0,777)	0,3030 (0,049)	1,483 (0,664)	15,23 (4,06)	1,42	1,96	0,87	8,01	1,72	-1,75	6,21	6,71
1951-73	-1,588 (0,945)	0,2409 (0,070)	3,292 (0,468)	20,72 (5,68)	2,12	2,14	0,85		-9,31	-7,12	3,09	2,74
1951-74	-1,081 (1,01)	0,1801 (0,071)	2,717 (0,432)	20,35 (6,23)	2,33	2,19	0,91			-2,35	4,40	4,82
1951-75	-1,379 (0,912)	0,1568 (0,063)	2,758 (0,424)	22,60 (5,36)	2,31	2,10	0,92				4,61	5,18
1951-76	-1,248 (0,962)	0,1387 (0,066)	2,907 (0,440)	21,61 (5,64)	2,44	2,02	0,90					4,73
1951-77	-1,106 (1,01)	0,1292 (0,069)	3,036 (0,457)	20,33 (5,88)	2,56	1,76	0,90					

pnc-relationen

n	C	D(0,8pmr+0,2pme)	D(Wanc/Xnc)(-¼)	RA3	s	DW	R^2	Fremskrivningsfejl 73	74	75	76	77
1951-69	-0,4674 (1,47)	0,3139 (0,045)	3,543 (1,29)	17,37 (14,1)	2,00	2,06	0,80	10,6	-3,32	5,52	4,46	7,76
1951-73	-2,191 (1,75)	0,3622 (0,060)	5,914 (1,00)	26,66 (18,4)	2,76	2,16	0,83		-14,2	1,01	-2,16	3,82
1951-74	-1,711 (1,98)	0,2562 (0,051)	5,032 (1,07)	27,90 (21,0)	3,14	2,66	0,88			2,96	0,82	6,43
1951-75	-1,515 (1,94)	0,2416 (0,047)	5,331 (0,985)	23,10 (19,7)	3,10	2,79	0,88				0,17	5,84
1951-76	-1,549 (1,75)	0,2410 (0,044)	5,356 (0,805)	23,38 (18,3)	3,03	2,80	0,89					5,82
1951-77	-1,101 (1,81)	0,2385 (0,046)	5,490 (0,841)	17,48 (18,8)	3,18	2,60	0,88					

pb-relationen

n	C	Dlna	Dpmr($-\frac{1}{4}$)		s	DW	R^2	Fremskrivningsfejl 73	74	75	76	77
1951-69	1,315 (0,554)	0,09009 (0,0078)	0,3791 (0,0375)	1)	1,39	2,01	0,94	0,91	3,38	-10,2	-11,9	-2,26
1951-73	1,529 (0,586)	0,08248 (0,00447)	0,4216 (0,0513)		1,97	1,67	0,96		6,00	-6,21	-8,59	0,32
1951-74	1,152 (0,583)	0,08739 (0,0038)	0,4640 (0,0488)		2,09	1,32	0,98			-9,25	-10,6	-1,69
1951-75	1,772 (0,671)	0,07941 (0,00366)	0,4976 (0,0579)		2,53	1,70	0,98				-7,49	0,72
1951-76	2,022 (0,743)	0,07523 (0,00369)	0,5322 (0,0631)		2,83	1,29	0,97					1,91
1951-77	1,997 (0,733)	0,07586 (0,0035)	0,5315 (0,0623)		2,80	1,58	0,97					

1) Afviger fra den i ADAM nu benyttede; der er tilsyneladende ændret i data for Dpb i 1969 - fra 13,04 til 13,93.

pq-relationen

n	C	D((pmr+pme+pmc)/3)(-¼)	D(xxxy·lna)	RA4(-½)	s	DW	R^2	Fremskrivningsfejl 73	74	75	76	77
1951-69	1,299 (0,880)	0,09647 (0,0646)	0,00009162 (0,0000236)	44,78 (28,4)	1,83	0,96	0,73	-1,50	-0,80	5,01	-2,84	1,6
1951-73	1,428 (0,646)	0,09334 (0,0552)	0,00008587 (0,00000871)	47,21 (19,0)	1,66	1,21	0,89		0,96	6,24	-1,69	2,5
1951-74	1,408 (0,626)	0,1037 (0,0359)	0,00008602 (0,00000849)	47,58 (18,5)	1,62	1,22	0,96			5,97	-1,86	2,3
1951-75	1,039 (0,733)	0,07841 (0,0418)	0,00009762 (0,00000912)	44,93 (22.1)	1,93	1,25	0,96				-3,73	1,0
1951-76	1,455 (0,706)	0,1033 (0,0399)	0,00009009 (0,00000802)	37,05 (22.2)	1,99	1,77	0,95					1,9
1951-77	1,317 (0,686)	0,09915 (0,0395)	0,00009191 (0,00000772)	42,03 (21,4)	1,99	1,98	0,96					

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/LH/ev
10. oktober 1978

Fundament til bygning af nye forbrugsfunktioner,

1. a Problemstilling

Snart skal vi i gang med bl.a. at estimere nye forbrugsrelationer på nye nationalregnskabstal dækkende perioden 1966-73. Arbejdsudvalgets rapport lægger som bekendt op til, at en første ADAMversion på de nye tal kommer til at betjene sig af gamle kendinge hvad principper og forklaringsfaktorer angår.

Det vil derfor være både nyttigt og relevant at søge inspiration og hjælp i de allerede etablerede forbrugsrelationer. Disse er som bekendt beskrevet i "En model", kap. 4 samt i rapport nr. 3, kap. 6, afsnit 2 og 7, jf. tillige appendices. Estimationsperioden omfatter i den nuværende version årene 1951-69 for alle relationers vedkommende på nær relationen for fCs. - Efter at databruddet i det gamle nationalregnskab var blevet accepteret, et brud, der indtil 1976 blev søgt undgået ved diverse korrektioner, jf. rapport nr. 3, afsnit 6.17 og nedenfor afsnit 2, blev relationer for forbruget af øvrige tjenester - der som den eneste af de private konsumkategorier blev berørt af databruddet - nyestimeret på perioden 1951-74.

Da formentlig de samme forklarende variable - med diverse lag af op til tre perioders længde - skal forsøges anvendt i de kommende estimationer, kan den maksimale estimationeperiode med de nye nationalregnskabstal synes at blive ubehagelig kort, også selvom der skulle kunne laves en vis sammenkædning, hvorved dannelsen af "lags" ikke "æder" for mange frihedsgrader. Usikkerheden på de estimerede koefficienter bliver derved formentlig stor.

For om muligt at have noget at bygge de nye relationer op på, dvs. at få et vist belæg for en vurdering af om koefficienterne syne rimelige, kunne de gamle relationer evt. være til hjælp. Sammenfaldet i estimationsperioder vil dog kun blive fire år (1966-69), men et forbedret grundlag for vurdering af de nye relationers lødighed kunne tilvejebringes ved at forlænge estimationsperioden for de gamle forbrugsrelationer ud over 1969. Derved ganske vist ud over

databruddet. Nu ved alle, at estimation ud over databruddet er bandlyst, så skal et sådant projekt iværksættes med held, må der opstilles nationalregnskabsserier, der i princippet er renset for databrud. Dette er forsøgt nedenfor, jf. afsnit 2.

Et andet forhold, der komplicerer problemstillingen vedrører den forskellige afgrænsning af forbruget i den gamle model og i det nye oplæg, hvori der opereres med flere konsumkategorier og -især- udgifter til reparation af diverse varer anbringes forskelligt. Forskellene består bl.a. deri,

- at Cn, "forbruget af nydelsesmidler" er udskilt af den nuværende Ci.
- at Cg, "benzin og olie" er udskilt af Ci
- at Cr, "reparation af varige varer" er en nydannelse, idet udgifter til reparation tidligere var indeholdt i samme gruppe, som den tilsvarende nyanskaffelse. Den nuværende Ci indeholder fx reparationsudgifter, der i den fremtidige version vil blive henført til ny Cs.

Uændret i forhold til tidligere er Ch, "boligbenyttelse", Ce, "brændsel m.v.", samt Ct, "turistudgifter". M.h.t. fCf, forbruget af fødevarer gør der sig den forskel gældende, at forbruget af føde- og drikkevarer i restauranter i det gamle nationalregnskab er henført direkte til konsum. Dette er ikke tilfældet i det nye, idet forbruget af føde- og drikkevarer nu indgår som input i restauranter i modsætning til tidligere, hvor kun bruttoavancen indgik i produktionsværdien.

Disse forhold burde der selvfølgelig tages hensyn til ved estimation på de gamle tal for derved at få et grundlag, der kan sammenlignes med det nye. Kun et enkelt forhold er det imidlertid fundet overkommeligt at tage hensyn til, nemlig udskillelsen af Ci af Cn. Forbruget af nydelsesmidler er i SU 7 og senere SE'er udskilt som en af hovedposterne, hvorfor serier for Cn, fCn og pCn kan etableres, tillige med serier for den resterende del af Ci, jf. bilag 3. Bliver dette den eneste tillempning, der foretages, vil følgen blive, at for nogle af forbrugskomponenterne i det nye system vil der mangle holdpunkter fra det gamle, enten p.gr.a. at den pågældende konsumgruppe er indeholdt i en af de øvrige eller fordi den indbyrdes afgrænsning er en anden.

b. Oversigt

I det følgende afsnit skal kort optales den procedure, der er anvendt ved korrektion af de berørte nationalregnskabsserier og disse korrektioners følgevirkninger for andre modelvariable. De fremkomne serier er vist i bilag 2. I afsnit 3 vises forbrugsfunktioner med estimationsperiode 1951-74, idet de samme forklarende variable, som nu indgår i ADAM, er benyttet. Her diskuteres også , om andre forklarende variable kunne synes mere velegnede til forklaring af forbrugsudviklingen i den forlængede periode.

2. Korrektioner i medfør af databruddet i nationalregnskabet.

Indtil sommeren 1976 var det opståede databrud mellem 1969 og 1970 som følge af den ændrede placering af børnehaverne m.v. mellem Cs og Co i princippet blevet holdt uden for ADAM's dataserier. Problemet blev indtil da klaret ved at foretage en summarisk korrektion i de offentliggjorte tal for fCs, fCo og T samt i en række øvrige variable i medfør heraf. P.gr.a. kontakten til modellens brugere blev denne tilstand imidlertid anset for uholdbar, hvorfor databruddet blev accepteret. Dette havde bl.a. givet anledning til reestimation af fCs-relationen.

I den nuværende situation er der imidlertid ikke noget hensyn til eksterne brugere, som skal tilgodeses. En estimation af forbrugsrelationerne hen over databruddet må da kunne foretages, hvis de gamle korrektionsprincipper findes frem igen og nye serier opstilles. Denne fremgangsmåde synes også at være mere tilfredsstillende end fx anvendelse af dummyvariable.

a. Beskrivelse af korrektionen.

Korrektionen gik - og går - i sin enkelthed ud på at tage det i 1969 fra privat til offentligt forbrug overførte beløb, jf. Stat. Efterr. nr. 79, 1972, fremføre dette med væksten i det offentlige forbrug og tilbageføre beløbet. En korrektion af indkomstoverførslerne - af størrelse som for det offentlige forbrug - skulle også huskes.

Ved de mellemliggende nationalregnskabsopgørelser har RfCo

imidlertid vist et ret erratisk forløb, jf. bilag 1. Der er vel heller intet, der tvinger os til at lade denne serie være retningsgivende for udviklingen i "børnehaveforbruget m.v.". En udjævnet serie for børnehaver m.v. på 3,5 pct for 1969-77 synes nærliggende, idet denne vækstrate er lidt i underkanten af den gennemsnitlige årlige vækst i perioden 1966-77; noget kunne måske tale for ikke at anvende den samme vækstrate gennem hele perioden - fx at anvende en lidt lavere vækst i 1976-77, men noget sådant skal dog ikke forsøges.

Kaldes de korrigerede serier for

fCs2, Cs2, pcs2
fCo, Co2, pco2
T2 osv
skal endvidere en række andre variable defineres før estimationerne kan påbegyndes; - beregnes maskinelt!

fCp2 = fCp - fCs + fCs2
Cp2 = Cp - Cs + Cs2
pcp2 = 100·Cp2/fCp2

LYd2 = LYd - T + T2
Yd2 = 100·LYd2/pcp2

YdA2 = 0,5Yd2 + 0,3Yd2(-1) + 0,2Yd2(-2)
YdB2 = 0,7Yd2 + 0,2Yd2(-1) + 0,1Yd2(-2)
YdC2 = 0,8Yd2 + 0,1Yd2(-1) + 0,1Yd2(-2)

3. Estimation over perioden 1951-74.

Inden estimationen på det større sample gik i gang blev datamaterialet testet, idet en kontrolestimation af de gamle relationer blev udført. Resultaterne blev stort set som man kunne forvente. Visse koefficienter afviger minimalt fra modellens, men det skyldes, at beregningen af Yd2 sker på en lidt anden måde (et spørgsmål om afrunding) end i det program, der genererer Yd i ADAMbank. Forholdet bør derfor ikke give anledning til foruroligelse.

De estimerede relationer og enkelte kommentarer.

Karakteristisk er det - som tidligere - at svingningerne i DYdC2 er større end i DYdB2 som igen er kraftigere end i DYdA2. De er selvfølgelig alle mere dæmpede end DYd2.

DfCe: Sammen med Dfros og D(pce/pcp)(-1) fås med de tre ovenstående stort set samme resultat målt ved de sædvanlige kriterier. Korrelationen med DfCe ser således ud:

	DYdA2	DYdB2	DYdC2	D(pce/pcp)(-1)	Dfros
DfCe	0,295	0.299	0.289	-0.433	0.790

Konstantleddet med DYdA2 som forklarende variabel er lidt mere signifikant mens koefficienten til D(pce/pcp)(-1) er lidt mindre signifikant end med de to øvrige. Erstattes D(pce/pcp)(-1) med den ulaggede værdi falder forklaringsevnen og spredningen stiger. Derimod bliver fremskrivningen bedre. Prisleddene er dog i intet af tilfældene signifikant. I dette tilfælde synes DYdA2 at klare sig mest tilfredsstillende. Resultaterne er endvidere væsentligt pænere med frostdøgn end med graddagene. Også estimationer med DYd2 og DYd2(-1) i stedet for de sammenvejede udtryk blev gennemført; disse blev i alle tilfælde dårligere end udgangspunktet. Følgende skal da foreslås:

$$\underset{}{DfCe} = \underset{(15.4)}{-19,80} + \underset{(0,0098)}{0,02223}DYdA2 - \underset{(128,0)}{230,6}D(pce/pcp)(-1) + \underset{(0,300)}{1,888}Dfros$$

n = 1951-74 s = 33.2 R^2 = 0,75

DW = 1,74 MAE(75-77) = 19,1 RMSE(75.77) = 26,9

Relationen svarer til den nuværende.

DfCi:

Målt ved korrelationen til DfCi synes DYdC2 og DYdB2 mest rimelige som forklarende variable:

	DYdC2	DYdB2	D(pci/pcp)
DfCi	0.894	0,893	-0,134
			0,002
			0,045

I den nuværende relation til forklaring af DfCi benyttes DYdC. Resultatet bliver i så fald:

$$DfCi = -160{,}6 + 0{,}3147DYdC2 - 2869D(pci/pcp)$$
$$(58{,}8)\ (0{,}033)\qquad (2003)$$

n = 1951-74 s = 167,6 R^2 = 0,82
DW = 1,32 MAE(75-77) = 493,5 RMSE(75-77)= 556,7

Med DYdB2 fås en lidt pænere fremskrivning - til gengæld er tendensen til autokorrelation måske lidt tydeligere. Ellers er forskellen i s og R^2 lille.

Erstattes indkomstudtrykket af DYd2 og DYd2(-1) og fastholdes, at priserne skal indgå ulagget (et lag heri giver ringere resultater) fås:

$$DfCi = -128{,}9 + 0{,}2483DYd2 + 0{,}04606DYd2(-1) - 2458D(pci/pcp)(-1)$$
$$(73{,}2)\ (0{,}027)\qquad (0{,}030)\qquad (2089)$$

n = 1951-74 s = 174,8 R^2 = 0,81
DW = 1,43 MAE(75-77) = 398,3 RMSE(75-77) = 487,5

Eftersom Ci skal deles op i to i den kommende model, er der foretaget estimationer, hvor nydelsesmidlerne er udskilt af Ci. I dette tilfælde fås for nydelsesmidlerne, at DYdB2 og D(pcn/pcp) bør indgå blandt de forklarende variable. Resultaterne bliver tilsyneladende bedre end med DYdC2. Erstattes indkomstudtrykket med DYd2 og DYd2(-1) fås analogt med ovenfor:

$$DfCn = -38{,}08 + 0{,}09711DYdB2 - 1387D(pcn/pcp)$$
$$(30{,}8)\ (0{,}0186)\qquad (662{,}5)$$

n = 1951-74 s = 82,1 R^2 = 0,63
DW = 2,17 MAE(75-77) = 166,6 RMSE(75-77) = 221,6

$$DfCn = -26{,}41 + 0{,}06609DYd2 + 0{,}02286DYd2(-1) - 1299D(pcn/pcp)$$
$$(35{,}4)\ (0{,}0134)\qquad (0{,}0148)\qquad (696{,}2)$$

n = 1951-74 s = 85,3 R^2 = 0,62
DW = 2,20 MAE(75-77) = 158,6 RMSE(75-77) = 202,4

Kaldes den nye Ci for Ci' fås:

$$DfCi' = -138{,}3 + 0{,}2301DYdC2 - 1709D(pci'/pcp)$$
$$(56{,}9)\ (0{,}031)\qquad (1524)$$

n = 1951 - 1974 s = 158,8 R^2 = 0,72
DW = 0,87 MAE(75-77) = 336,9 RMSE(75-77) = 414,3

Relationen er vel ikke køn. Siden begyndelsen af 70'erne overvurderer den således systematisk de observerede værdier og igennem det meste af 60'erne undervurderes mængdeændringen. Tendensen til autokorrelation synes lidt mindre udpræget, såfremt en mere udjævnet indkomstserie anvendes. Inddrages også et lag i priserne fås et resultat, der stort set kan måle sig med ovenstående:

$$DfCi' = -194{,}4 + 0{,}2610\ DYdB2 - 2854\ D(pci'/pcp)(-\tfrac{1}{2})$$
$$\quad (65{,}1)\ (0{,}0363) \qquad (2122)$$

n = 1951-74 s = 161,3 R^2 = 0,71

DW = 1,02 MAE(75-77) = 338,0 RMSE(75-77)= 380,

DfCk: Den nuværende relation estimeret frem til 1974 giver følgende resultat:

$$DfCk = 18{,}26 + 0{,}009646\ DYdB2 - 716{,}6\ D(pck/pcp)$$
$$\quad (8{,}07)\ (0{,}0049) \qquad (177{,}2)$$

n = 1951-74 s = 21,4 R^2 = 0,45

DW = 1,53 MAE(75-77) = 40,6 RMSE(75-77) = 42,

I lyset af korrelationsmatricen:

	DYdA2	DYdB2	D(pck/pcp)
DfCk	0,282	0,153	-0,593
			0,0898
			0,256

skal også vises et resultat med DYdA2 som forklarende variabel:

$$DfCk = 13{,}08 + 0{,}01305\ DYdA2 - 660{,}3\ D(pck/pcp)$$
$$\quad (9{,}74)\ (0{,}0062) \qquad (169{,}8)$$

n = 1951-74 s = 21,1 R^2 = 0,46

DW = 1,56 MAE(75-77) = 38,04 RMSE(75-77) = 40,

som synes at være marginalt bedre end den nuværende. Noget lag i prisudtrykket viser sig ikke at være anbefalelsesværdigt.

DfCs: I "En model" benyttedes DYd og Dyd(-1) som repræsentanter for indkomst; i rapport nr. 3 vises den nyestimerede fCs-relation efter accept af databruddet. I den version er DYdB anvendt som regressor.

Igen skal en korrelationsmatrice vises:

DfCs: I "En model" benyttes DY_d og DYd(-1) som repræsentanter for indkomsten; i rapport nr. 3 blev DY_dB, to prisled og en d mmy anvendt.

Da vi her anvender serier, der skulle være renset for databrud, vises den oprindelige relation med ny estimationsperiode:

$$DfCs = \underset{(13,4)}{-8,067} + \underset{(0,0044)}{0,03035}\, DYd2 + \underset{(0,0049)}{0,02369}\, DYd2(-1) - \underset{(318,3)}{871,6}D(pcs/pcp)$$

n = 1951-74 s = 28,2 R^2 = 0,76

DW = 2,13 MAE(75-77) = 39,13 RMSE(75-77) = 50,25

Der synes ikke umiddelbart at være nogen bedre relation i sigte:

Korrelationsmatrix:

	DYd2(-1)	DYd2	DYdA2	DY_dB2	DY_dC2	D(pcs/pcp)	D(pcs/pcp)(-1)
DfCs	0,38	0,65	0,75	0,74	0,69	-0,16	0,15
DYd2						0,09	
DYdA2						0,26	
DYdB2						0,16	
DY_dC2						0,14	
DYd2(-1)		-0,17				0,14	

Af indkomstudtrykkene DYd2, DYdA2, DYdB2, DYdC2 fås den pæneste relation med DYdA2:

$$DfCs = \underset{(15,53)}{-15,83} + \underset{(0,0094)}{0,06381}DYdA2 - \underset{(356,6)}{1099}D(pcs/pcp)$$

n = 1951-74 s = 30,96 R^2 = 0,70

DW = 2,34 MAE(75-77) = 42,02 RMSE(75-77) = 42,95

De observerede værdier overvurderes i alle årene; i den "gamle" er dette kun tilfældet i de to første (af tre)! Et lag i prisen - fx en ligelig sammenvejning af den relative pris uden lag og med et års lag-forringer udseendet i estimationsperioden - fremskrivningen bliver lidt pænere.

DfCh: Med de samme forklarende variable, som nu er anvendt, bliver udseendet:

$$DfCh = \underset{(3.90)}{22,61} + \underset{(0,00605)}{0,01420}fIb + \underset{(0,00607)}{0,02194}fIb(-1)$$

n = 1951-74 s = 8,86 R^2 = 0,93

DW = 1,22 MAE(75-77) = 13,9 RMSE(75-77) = 15,9

DfCt: Turistudgifterne forklares i den nuværende version ved hjælp af følgende forklarende variable:

$$DfCt = \underset{(15,7)}{7,579} + \underset{(0,00594)}{0,02547}DYd2 + \underset{(0,00659)}{0,004044}DYd2(-1) - \underset{(422,4)}{694,2}D(pct/pcp) + \underset{(417,2)}{99,30}D(pct/pcp)(-1)$$

n = 1951-74 s = 38,2 R^2 = 0,56

DW = 1,97 MAE(75-77) = 96,4 RMSE(75-77) = 114,2

Af korrelationsmatricen synes kampen mellem indkomstvariablene at skulle stå mellem DYd2 og DYdC2:

	DYdB2	DYdC2	DYd2	DYd2(-1)	D(pct/pcp)	D(pct/pcp)(-
DfCt	0,672	0,673	0,664	-0,0015	-0,376	0,104
DYdB2					-0,091	0,0025
DYdC2					-0,080	0,022
DYd2					-0,057	0,040
DYd2(-1)					-0,058	-0,125
D(pct/pcp)						-0,161

Hvis kun DYd2 og D(pct/pcp) anvendes som forklarende variable:

$$DfCt = \underset{(10,8)}{31,91} + \underset{(0,0056)}{0,02488}\ DYd2 - \underset{(399,2)}{928,1}\ D(pct/pcp)$$

n = 1951-74 s = 36,7 R^2 = 0,56

DW = 2,06 MAE(75-77) = 106,2 RMSE(75-77) = 120,7

DYdC2 giver et kun lidt bedre resultat:

$$DfCt = \underset{(12,5)}{3,749} + \underset{(0,0072)}{0,03197}\ DYdC2 - \underset{(399,3)}{886,5}\ D(pct/pcp)$$

n = 1951-74 s = 36,7 R^2 = 0,56

DW = 2,01 MAE(75-77) = 100,1 RMSE = 113.0

Estimeres en relation som den, der nu anvendes - dog uden noget lagget prisled - fås:

$$DfCt = \underset{(15,3)}{7,485} + \underset{(0,0058)}{0,02548}\ DYd2 + \underset{(0,0064)}{0,003835}\ DYd2(-1) - \underset{(406,4)}{911,3}\ D(pct/pcp)$$

n = 1951-74 s = 37,3 R^2 = 0,56

DW = 1,98 MAE(75-77) = 98,0 RMSE(75-77) = 115,0

DfCv: Indledningsvis skal forskellige korrelationsmatricer fremlægges.

		$\delta = 2$	$\delta = 3$	$\delta = 4$
	fCv(-1)	Yd2 - ½Yd2(-1)	Yd2 - 2/3Yd2(-1)	Yd2-3/4Yd2(-1)
DfCv (1951-74)	0.128	0,348	0,421	0,483
		(Yd2-½Yd2(-1))(-½)	(Yd2-2/3Yd2(-1))(-½)	(Yd2-3/4Yd2(-1))(-
DfCv		0,262	0,300	0,334

	Ko - ½Ko(-1)	Ko - 2/3Ko(-1)	Ko - 3/4 Ko(-1)
DfCv	-0,041	0,031	0,079
	(Ko - ½Ko(-1))(-½)	(Ko - 2/3Ko(-1))(-½)	(Ko -3/4Ko(-1))(
DfCv	-0,096	-0,018	0,045

fCv-relationen, som den nu foreligger, ser ud som følger:

$$DfCv = \underset{(404,7)}{-1339} + \underset{(0,0392)}{0,2022}(Yd2-2/3Yd2(-1))(-\tfrac{1}{2}) + \underset{(0,107)}{0.0909}(Ko-2/3Ko(-1))(-\tfrac{1}{2}$$

$$\underset{(0,0939)}{-0,4030}\ fCv(-1)$$

n = 1951-74 s = 181,4 R^2 = 0,59

DW = 1,28 MAE(75-77) = 310,7 RMSE(75-77) =368,8

Prøves i stedet med indkomst- og renteudtryk med δ = 2 og 4, synes resultatet at blive bedst, når δ er størst, dvs. lig 4. Indføres også et udtryk for de relative priser efter samme opskrift som indkomsterne er dannet, fås et ganske hæderligt resultat:

$$DfCv = \underset{(299,5)}{-1055} + \underset{(0,0419)}{0,2176}(Yd2 - 3/4Yd2(-1))(-\tfrac{1}{2})$$

$$+ \underset{(0,105)}{0,0836}(Ko-3/4Ko(-1))(-\tfrac{1}{2}) - \underset{(0,0786)}{0,3349}fCv(-1)$$

n = 1951-74 s = 179,1 R^2 = 0,60

DW = 1,34 MAE(75-77) = 285,9 RMSE(75-77) = 346,3

$$DfCv = \underset{(1188)}{1907} + \underset{(0,037)}{0,2091}(Yd2-3/4Yd2(-1))(-\tfrac{1}{2}) + \underset{(0,094)}{0,1195}(Ko-3/4Ko(-1))(-\tfrac{1}{2})$$

$$- \underset{(4386)}{11218}\left(\frac{pcv}{pcp} - 3/4\frac{pcv}{pcp}(-1)\right)(-\tfrac{1}{2}) - \underset{(0,082)}{0,4454}fCv(-1)$$

fortsæt.

n = 1951-74	s = 158,5	R^2 = 0,70
DW = 1,89	MAE(75-77) = 256,6	RMSE(75-77) = 272,4

Desværre har vi ikke fået beregnet den indbyrdes korrelation mellem de forklarende variable i ovenstående relation. At dømme ud fra t-værdier og andet (mere eller mindre)godt kunne relationen jo se hæderlig ud. Den indbyrdes korrelation mellem de forklarende variable er imidlertid stor: Korrelationen mellem indkomst- og renteudtryk, indkomst og fCv(-1) og mellem renteudtrykket og fCv(-1 er henholdsvis -0,65, 0,95 og -0,70. Desværre mangler vi kendskab til korrelationen til priserne. Hvad multikollinearitet angår, er der dog ikke stor forskel på de her viste og den nuværende.

DfCb: Den nuværende relation estimeret frem til 1974 får følgende udseende:

$$DfCb = \underset{(760)}{1089} + \underset{(0,0181)}{0,1229}(Yd2-\tfrac{1}{2}Yd2(-1)) - \underset{(109,5)}{366,7}\left(\frac{pcb}{pcp} - \tfrac{1}{2}\frac{pcb}{pcp}(-1)\right) +$$

$$+ \underset{(0,0847)}{0,01419}(Ko - \tfrac{1}{2}Ko(-1)) - \underset{(1,44)}{3,444}Dkor - \underset{(0,171)}{1,044}fCb(-1)$$

n = 1951-74	s = 160,0	R^2 = 0,81
DW = 2,04	MAE(75-77) = 419,0	RMSE(75-77) = 420,0

Relationen er fortsat pænest for δ = 2 og vinder ved at have prisudtrykket inde. Et yderligere låg i de forklarende variable synes ikke at være at foretrække; ganske vist formindskes fremskrivningsresidualerne en anelse. Det må bemærkes, at renteudtrykket nu er lidet signifikant.

BILAG 1

Udviklingen i det offentlige forbrug m.v.

	fCo	100 RfCo	Co	100 RCo	pco	Rpco
1969	7534		18874		252,98[3]	
1970	8394	6,55[1]	23794	19,40[2]	283,46	12,05[4]
1971	9082	8,20	28160	18,35	310,06	9,38
1972	9085	0,03	31655	12,41	348,43	12,38
1973	8934	-1,66	35610	12,49	398,59	14,40
1974	9175	2,70	43180	21,26	470,63	18,07
1975	9777	6,56	51560	19,41	527,36	12,05
1976	10262	4,96	57750	12,01	562,76	6,71
1977	10528	2,59	64095	10,99	608,81	8,18

Anm.: De med noter påførte tal stammer <u>ikke</u> fra ADAMbank af 11. august 1978.

1) Beregnet som $100 \left(\frac{8394}{7534+344} - 1\right)$

2) Beregnet som $100 \left(\frac{23793 -}{18874+1056} - 1\right)$

3) Beregnet som $(18874 + 1056)/(7534 + 344)$

4) Beregnet som $100 \left(\frac{283,46}{252,98} - 1\right)$

BILAG 2

Korrektion af fCs, fCo og T m.v.

	Nuv. fCs	Kor.	Kor. fCs	Nuv. fCo	Kor.	Kor. fCo	Kor. pco	Nuv. T
1969	2702	-	2702	7534	-	7534	250,52	11371
1970	2489	356 1)	2845	8394	-356	8038	280,78	13539
1971	2474	369	2843	9082	-369	8713	307,29	15600
1972	2541	381	2922	9085	-381	8704	345,15	18035
1973	2643	395	3038	8934	-395	8539	394,67	20100
1974	2650	409	3059	9175	-409	8766	465,97	24125
1975	2696	423	3119	9777	-423	9354	522,28	30540
1976	2778	438	3216	10262	-438	9824	557,42	34885
1977	2848	453	3301	10528	-453	10075	602,97	40335

	Cs	Kor.	Kor. Cs	Co	Korr	Kor. Co	Kor. pcs.	Kor. T
1969	6821	-	6821	18874	-	18874	252,44	11371
1970	6576	1225 2)	7801	23794	-1225	22569	274,20	14764
1971	6937	1386	8323	28160	-1386	26774	292,75	16986
1972	7544	1613	9157	31655	-1613	30042	313,38	19648
1973	8581	1909	10490	35610	-1909	33701	345,29	22009
1974	10073	2333	12406	43180	-2333	40847	405,56	26458
1975	11204	2706	13910	51560	-2706	48854	445,98	33246
1976	12682	2989	15671	57750	-2989	54761	487,28	37874
1977	14520	3346	17866	64095	-3346	60749	541,23	43681

1) Det fra fCs til fCo overførte beløb var på 344 mill kr. i 1969. Korrektionen for 1970 er 344·1,035.

2) Beregnet som overførslen i 1969 på 1056 mill kr, multipliceret med 1,035·Rpco.

BILAG 3

OPSPLITNING AF Ci

	Ci1	fCi1	pci1	Ci2	fCi2	pci2
1948	1453	1941	74.86	2692	3174	84.81
1949	1495	1977	75.62	3100	3604	86.02
1950	1620	2062	78.56	3943	4160	94.78
1951	1644	1807	90.98	4158	3970	104.74
1952	1775	1895	93.67	3962	4050	97.83
1953	1892	1976	95.75	3941	4082	96.55
1954	1962	2061	95.20	4068	4253	95.65
1955	2014	2014	100.00	4342	4342	100.00
1956	2004	2014	99.50	4529	4336	104.45
1957	2115	2037	103.83	4672	4290	108.90
1958	2337	2213	105.60	4802	4433	108.32
1959	2544	2399	106.04	5185	4751	109.13
1960	2692	2524	106.66	5514	4905	112.42
1961	3008	2657	113.21	6337	5493	115.37
1962	3422	2796	122.39	7105	5789	122.73
1963	3741	2850	131.26	7464	5869	127.18
1964	4059	2955	137.36	8632	6567	131.45
1965	4503	3086	145.92	9707	7135	136.05
1966	5188	3210	161.62	10545	7371	143.06
1967	5661	3318	170.61	11627	7900	147.18
1968	6264	3432	182.52	12533	8064	155.42
1969	6842	3715	184.17	14412	8918	161.61
1970	7128	3862	184.57	14996	8937	167.80
1971	7750	4069	190.46	15447	8709	177.37
1972	8498	4313	197.03	16577	8892	186.43
1973	9541	4637	205.76	18460	9192	200.83
1974	10331	4456	231.84	20659	8889	232.41
1975	11655	4753	245.21	22732	8998	252.63
1976	13360	5128	260.53	25781	9368	275.20
1977	14434	4841	298.16	27764	9236	300.61
1978						

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

04.09.78
HB-H, (EV/ev)

<u>Enkeltligningsresidualer med ADAM, april 1978 version</u>

Periode: 1970- 77
Data fra ADAMbank af 11. august 1978

Residualerne er beregnet som observeret ÷ beregnet værdi. De anførte spredningsværdier stammer fra Rapport nr. 3, dokumentation af april-1978 versionen (jf. henvisninger i AMC, 10. maj 1978) og HB-H, 5. juli 1977.

ID	EGNC	GNC	EGNI	GNI
1970.000000	-28.770131	1612.000000	-34.506821	1836.000000
1971.000000	26.750489	1801.000000	10.832240	1833.000000
1972.000000	-5.217560	1761.000000	-16.767540	1792.000000
1973.000000	-42.660511	1677.000000	-81.249561	1676.000000
1974.000000	56.841095	1692.000000	75.260960	1730.000000
1975.000000	55.732297	1633.000000	60.457507	1673.000000
1976.000000	-26.290418	1633.000000	-49.989588	1683.000000
1977.000000	43.373418	1626.000000	62.806070	1723.000000
	s= 14.3		s= 10.3	

ID	EBCV	BCV	EBCE	BCE
1970.000000	-2.384691	135.358582	5.881402	117.627262
1971.000000	-6.395864	134.393988	1.004185	132.718607
1972.000000	-1.976211	137.690145	-1.462162	130.878479
1973.000000	.071825	150.572540	-3.143377	148.052443
1974.000000	5.020340	176.734562	-2.176641	235.524288
1975.000000	3.876753	195.030771	1.676061	249.248013
1976.000000	1.427681	208.878019	3.214329	274.338600
1977.000000	-.666019	221.774126	-23.672291	267.963326

$\sigma = 2,45$ $\sigma = 4,06$

ID	EBIP	BIP	EBCI	BCI
1970.000000	-3.019285	167.617462	-4.732050	107.331442
1971.000000	-.468859	177.136421	-2.297868	109.236036
1972.000000	1.167730	188.416439	-.985235	112.813133
1973.000000	-5.208941	206.175047	-.095858	124.166309
1974.000000	7.002161	253.883934	3.565603	148.503252
1975.000000	4.568813	290.406662	.132864	160.352886
1976.000000	-8.026360	304.754982	-.516180	170.541178
1977.000000	3.351868	334.381550	-3.680599	179.012733

$\sigma = 1,66$ $\sigma = 1,74$

ID	EBCB	BCB	EBCS	BCS
1970.000000	-1.074934	101.414532	-9.165079	225.308876
1971.000000	-6.303516	104.331041	-1.378963	240.868870
1972.000000	-2.285488	111.978477	-4.258503	255.134781
1973.000000	-11.191288	109.012533	.914501	283.958679
1974.000000	13.260517	156.867510	-.044910	332.487350
1975.000000	-20.576909	154.958463	-10.123520	363.131920
1976.000000	-22.675465	143.063398	3.086546	397.448723
1977.000000	-4.364195	160.812229	2.432835	433.074379

$\sigma = 2,96$ $\sigma = 2,39$

ID	EBCK	BCK	EBIB	BIB
1970.000000	[illegible]	196.560423	-.374945	216.189997
1971.000000	-4.625896	202.487125	-2.115070	228.369997
1972.000000	4.276854	218.253147	-1.376956	243.264978
1973.000000	1.332499	236.249113	-6.538815	276.190773
1974.000000	-.079292	264.606010	-10.594944	330.444099
1975.000000	.742603	289.377502	-1.770290	376.917580
1976.000000	-2.562439	305.256390	-4.922733	403.137741
1977.000000	-8.121998	316.860561	-8.614193	432.820194

$\rho = 2,87$

$\rho = .91$

I^	EBIO	BIO	EPB	PB
1970.000000	-.221355	208.712471	-.509148	223.149996
1971.000000	1.667080	223.585957	-5.870694	237.989998
1972.000000	1.831303	239.910950	-4.274856	254.819996
1973.000000	-10.747158	263.503727	1.856816	295.519997
1974.000000	-9.258137	311.499799	4.760663	362.299995
1975.000000	-.711353	354.123005	-8.686637	412.019993
1976.000000	-2.613800	379.978710	-10.758781	444.169994
1977.000000	2.807365	417.473091	-1.268007	483.669994

$\rho = 1,53$

$\rho = 1,50$

ID	EPNC	PNC	EPNI	PNI
1970.000000	6.244354	150.799997	7.399966	148.139997
1971.000000	-.616811	156.659998	-3.497953	147.949997
1972.000000	-.038635	161.039997	-.117400	148.569998
1973.000000	10.624507	185.199997	8.005821	166.399998
1974.000000	-3.312227	217.799997	1.721167	195.689997
1975.000000	5.574898	232.089996	-1.748774	211.829996
1976.000000	4.464534	250.709997	6.210551	223.939997
1977.000000	7.768003	269.379993	6.706880	239.149996

$\rho = 2,00$

$\rho = 1,42$

ID	EPCT	PCT	EPCY	PCY
1970.000000	-.001537	173.489998	.000036	195.009996
1971.000000	-.087479	183.209997	-6.973867	198.529997
1972.000000	-.123049	194.639997	4.251663	213.109997
1973.000000	-.124979	211.889997	-.933372	232.669996
1974.000000	-.303350	239.989996	-5.279716	268.019997
1975.000000	-.254990	266.079994	5.242264	298.359997
1976.000000	-.105736	289.039993	-12.270329	305.969994
1977.000000	-.254616	316.209995	3.213837	331.499996

$\sigma = .39$ $\sigma = 2.49$

ID	EPQ	PQ	ELMC (log fMc)	ELMI (log fMi)
1970.000000	-.955374	192.319998	-.003436	-.014156
1971.000000	-.884657	204.119997	-.067566	-.059632
1972.000000	.405701	217.229998	-.042477	-.039723
1973.000000	-1.493961	237.239996	.046185	.067572
1974.000000	-.704237	272.009995	-.078173	.006109
1975.000000	5.025578	302.879993	-.037980	-.059026
1976.000000	-2.838726	325.269993	.096918	.021638
1977.000000	1.629723	349.379993	.038057	-.013020

$\sigma = 1,83$ $\sigma = 0,049$ $\sigma = 0,038$

ID	EFCE	FCE	FFCI	FCI
1970.000000	-38.451770	1163.000000	-159.228088	12799.000000
1971.000000	1.783521	1078.000000	-227.173140	12778.000000
1972.000000	13.551614	1127.000000	-385.127365	13205.000000
1973.000000	17.146511	1176.000000	18.070282	13629.000000
1974.000000	-7.374109	1095.000000	-226.722073	13345.000000
1975.000000	46.496859	1135.000000	-715.700958	13751.000000
1976.000000	-6.019812	1255.000000	84.056931	14496.000000
1977.000000	-4.685987	1230.000000	-724.519463	14077.000000

$\sigma = 36,5$ $\sigma = 141,9$

ID	EFCV	FCV	EFCK	FCK
1970.000000	159.467285	5965.000000	-76.864183	1337.000000
1971.000000	472.224647	6269.000000	-15.470370	1363.000000
1972.000000	324.552458	6740.000000	-42.672703	1359.000000
1973.000000	248.845520	7197.000000	-1.152590	1407.000000
1974.000000	-292.004700	6629.000000	43.943717	1489.000000
1975.000000	115.228851	6886.000000	-62.458033	1478.000000
1976.000000	-224.930023	7205.000000	41.469209	1598.000000
1977.000000	-342.402954	7147.000000	24.715119	1696.000000

$\sigma = 135,2$ $\sigma = 16,7$

ID	EFCT	FCT	EFCH	FCH
1970.000000	-17.882519	1407.000000	-1.161175	2645.000000
1971.000000	53.866567	1489.000000	-1.137415	2768.000000
1972.000000	-2.853399	1566.000000	-16.867373	2886.000000
1973.000000	37.241093	1665.000000	-32.628113	3010.000000
1974.000000	-114.306889	1578.000000	-14.172434	3141.000000
1975.000000	-8.200783	1636.000000	-3.642076	3250.000000
1976.000000	55.320244	1797.000000	-24.638435	3337.000000
1977.000000	170.401550	2029.000000	-29.822095	3429.000000

$\sigma = 30,9$ $\sigma = 7,5$

ID	EFCB	FCB	EFCS	FCS
1970.000000	80.026001	2692.000000	36.708010	2489.000000
1971.000000	56.755615	2728.000000	-22.215788	2474.000000
1972.000000	-409.776969	2538.000000	-17.987699	2541.000000
1973.000000	65.840973	2172.000000	41.053711	2643.000000
1974.000000	-470.266998	2321.000000	58.774460	2650.000000
1975.000000	-278.062347	2126.000000	-62.566973	2696.000000
1976.000000	396.900438	2962.000000	1.340776	2778.000000
1977.000000	169.934692	3764.000000	37.813655	2848.000000

$\sigma = 127,8$ $\sigma = 25,2$

ID	EFIP	FIP
1970.000000	397.561234	11174.000000
1971.000000	14.401642	11476.000000
1972.000000	102.616135	11769.000000
1973.000000	1892.959229	13464.000000
1974.000000	665.878113	17222.000000
1975.000000	409.146286	12247.000000
1976.000000	1811.561055	14271.000000
1977.000000	692.977722	14519.000000

$\sigma = 185,7$

EFIL	FIL
171.063126	1155.000000
410.888489	406.000000
1600.212692	-34.000000
489.989441	1356.000000
-94.947830	768.000000
-388.798965	-1249.000000
-190.739288	695.000000
-803.266365	-57.000000

$\sigma = 380,6$

ID	EFIV	FIV
1970.000000	294.971291	7084.000000
1971.000000	.547482	7374.000000
1972.000000	-23.441284	7690.000000
1973.000000	-23.794151	8088.000000
1974.000000	309.975975	8631.000000
1975.000000	171.027342	8978.000000
1976.000000	8.355167	9393.000000
1977.000000	221.708141	9895.000000

$\sigma = 58,3$

EFMR	FMR
515.569305	10364.000000
60.312992	10752.000000
26.906693	12008.000000
1003.729904	13525.000000
-277.582550	12613.000000
-590.431808	10990.000000
908.235077	13462.000000
-673.984253	12802.000000

$\sigma = 140,4$

ID	EFMC	FMC
1970.000000	-25.018005	7269.000000
1971.000000	-443.309145	6342.000000
1972.000000	-288.253906	6643.000000
1973.000000	378.561084	6983.000000
1974.000000	-622.100220	7651.000000
1975.000000	-296.948303	7671.000000
1976.000000	865.964233	9375.000000
1977.000000	349.297241	9354.000000

σ ELMC

EFMI	FMI
-84.311523	5914.000000
-342.312439	5571.000000
-216.024719	5331.000000
462.777305	7082.000000
40.533142	6655.000000
-384.820923	6329.000000
165.976624	7754.000000
-98.838318	7542.000000

σ ELMI

ID	EFME	ILME	EQB	QB
1970.000000	141.375237	209.358978	-5.074936	1591.000000
1971.000000	-23.185314	57.115234	-25.552811	1574.000000
1972.000000	58.876342	118.767487	-108.010071	1518.000000
1973.000000	-13.107885	84.750580	-.462082	1511.000000
1974.000000	50.251550	100.520264	26.693512	1376.000000
1975.000000	-81.806615	12.468414	37.336761	1261.000000
1976.000000	-292.733002	-160.085510	44.140778	1384.000000
1977.000000	-168.611591	-58.248627	35.922577	1376.000000

$\sigma = 64,6$

log

ID	EQNC	QNC	EQNI	QNI
1970.000000	37.872360	1615.000000	-77.691071	1412.000000
1971.000000	-16.476536	1555.000000	-55.717499	1349.000000
1972.000000	-9.208847	1576.000000	-49.193192	1363.000000
1973.000000	42.862762	1605.000000	135.850815	1458.000000
1974.000000	-49.116791	1487.000000	33.799347	1435.000000
1975.000000	-83.329407	1337.000000	-67.952011	1256.000000
1976.000000	72.883636	1375.000000	40.970917	1260.000000
1977.000000	13.106888	1322.000000	21.553253	1230.000000

log

log

ID	EQNF	QNF	EQQ	QQ
1970.000000	-5.777771	1059.000000	8.785278	8330.000000
1971.000000	-27.516695	1044.000000	139.393740	8500.000000
1972.000000	-9.173615	1063.000000	9.551636	8550.000000
1973.000000	8.277161	1084.000000	-230.090820	8280.000000
1974.000000	.886505	1082.000000	369.813721	8450.000000
1975.000000	-17.574371	1028.000000	-253.265869	8020.000000
1976.000000	-3.056468	1009.000000	442.838013	8432.000000
1977.000000	16.468468	1009.000000	306.183350	8638.000000

log

log

ID	EXNC	XNC	EXMI	XNI
1970.000000	-742.476035	19059.000000	-999.177429	12612.000000
1971.000000	-500.528297	19412.000000	450.917542	13358.000000
1972.000000	454.503242	20926.000000	992.538696	14974.000000
1973.000000	-941.807949	21883.000000	-1270.495239	15130.000000
1974.000000	226.979736	22036.000000	44.639893	15432.000000
1975.000000	51.628662	21572.000000	6.161377	14413.000000
1976.000000	-375.391846	22030.000000	-191.010132	15772.000000
1977.000000	-124.967529	23226.000000	344.787720	16219.000000

"Mekanisk" sammenbinding v.hj.a. koeffisienter for (d-1)

do

ID	EXB	XB	FFZQ	FZQ
1970.000000	-27.372672	8295.000000	-570.988037	23683.000000
1971.000000	65.375366	8515.000000	-132.313477	24510.000000
1972.000000	-266.014648	9030.000000	-219.833008	25479.000000
1973.000000	-572.730591	9150.000000	-1124.749023	26225.000000
1974.000000	103.969330	9153.000000	74.828857	26228.000000
1975.000000	-19.315674	7365.000000	556.068359	26616.000000
1976.000000	-307.850616	8355.000000	-813.368164	27793.000000
1977.000000	150.994263	8265.000000	297.403320	28489.000000

"Mekanisk" sammenbinding

do

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

25. juli 1978
EV/ev

Betalingsbalancen: nye relationer, definitioner og data.

I fortsættelse af notat af 19. juni 1978 skal i afsnit I vises den simple del-model, der er foreslået indsat i april-78 versionen af ADAM. Den nye modelversion kaldes jul78X.

I afsnit II vil foruden data for de nye variable enkelte kommentarer til datakonstruktionen blive givet.

I. Nye relationer.

Ønsket om at kunne udtrykke saldoen på betalingsbalancens løbende poster i modellen medfører ikke substantielle ændringer i modellens ligningssystem. Der er således kun behov for til april-versionen aller bagest i ligningssystemet at vedhæfte nedenstående relationer; de nye relationer indgår således ikke i den simultane blok:

(ENVT = E - M)

1. TENR = iken·KEN(-1)
2. ENVD = ENVT + ENFU - ENDF
3. TENF = TEFE + TEFP + TEFR - TEFB
4. ENL = ENVD + TENF + TENK + TENR + TENU
5. KEN = KEN(-1) + ENL + JKEN

I.1 Variabeldefinitioner.

Med X anført foran et variabelnavn i nedenstående oversigt er angivet, at den pågældende variabel er eksogen. Det bemærkes, at variablen Sald (saldoen på vare- og tjenestebalancen) er udgået som modelvariabel; det nye navn er ENVT, jf. nedenfor. Alle øvrige nedenfor omtalte variable er nye i modellen.

Om notationen kan generelt siges, at der med symbolet E refereres til størrelser, der vedrører transaktioner med udlandet (eksport eller eksteriør). Et efterstillet N betegner, at der er tale om beløb netto. TE benyttes til at angive, at der er tale om transfereringer med relation til udlandet og et foranstillet K betegner en beholdningsstørrelse.

Et foranstillet lille i betegner en rentesats; den tilhørende fordring er beskrevet i de efterfølgende symboler i variabelbetegnelsen.

I.2 Variabelliste

ENVT : Vare- og tjenestebalancens saldo ifølge nationalregnskabet (nettoeksport af varer og tjenester)

X ENDF : Danmarks nettoeksport til Færøerne & Grønland

X ENFU : Færøerne & Grønlands nettoeksport til det øvrige udland

ENVD : Vare- og tjenestebalancens saldo ifølge betalingsbalancestatistikken (nettoeksport af varer og tjenester fra det danske rige)

X TEFE : FEOGA eksportstøtte (transfereringer(fra udlandet) i form af eksportstøtte fra FEOGA)

X TEFP : FEOGA produktionsstøtte (hjemmemarkedsstøtte)

X TEFR : Beregnede restancer over for FEOGA

X TEFB : Danmarks bidrag til EF's budget

TENF : EF-transfereringer netto, ialt

X TENU : Ensidige overførsler (unilateral) fra udlandet netto.

X TENK : Kursgevinster netto på pengeinstitutternes valutaterminsforretninger

TENR : Renter og udbytter m.m. fra udlandet, netto

ENL : Saldoen på betalingsbalancens løbende poster

KEN : Danmarks nettotilgodehavender i udlandet, ultimo året.

X JKEN : Justeringsled

X iken : Gennemsnitlig rente på tilgodehavender netto i udlandet

II. Data m.v.

Vedhæftet følger data for ovenstående variable (ekskl. variablen JKEN) for årene 1953-77.

I årene op til 1974 indgår Færøerne og Grønland ikke i udenrigshandelsstatistikken. Der findes således ikke tal for det egentlige Danmarks eksport fob dansk grænse til Færøerne og Grønland og tal for importen til Danmark, cif, fra samme. Tal for ENDF stammer for årene 1953-73 fra tabelværkernes opgivelser om Færøerne og Grønlands ind og udførsel fordelt på lande, jf. fx. Danmarks Vare-

indførsel og-udførsel 1972, bind II, tabel XXI og XXIII. Eksporten til Danmark (Danmarks import) er således opgjort fob Færøerne og Grønland og Færøerne og Grønlands import fra Danmark (Danmarks eksport) er opgjort cif Færøerne og Grønland.

I ENDF kommer der i 1974 et brud i serien, idet Færøerne og Grønland nu regnes som udland på lige fod med andre lande; ENDF fremgår nu af tabel 5 i tabelværkerne: Ind- og udførselen fordelt på oprindelses- og forbrugslande, jf. fx. Danmarks vareindførsel og -udførsel 1976, pp.23.

Færøerne og Grønlands eksport til det øvrige udland er opgjort fob de to landes grænser og importen er opgjort cif samme. For variablen ENFU ligger således gennem hele perioden det samme begreb til grund[1)]

1) Serien fremgår også af betalingsbalancestatistikken; tabellen over vareomsætning med udlandet. Bemærk endvidere, at der, hvad korrektionerne med Færøerne og Grønland angår, kun korrigeres for omsætningen med varer.

1948	KEN	iken
49		
1950		
51		
52	-2184	
53	-1802	.025
54	-2282	.043
1955	-2083	.032
56	-2163	.024
57	-1625	.022
58	-552	.006
59	-323	-.042
1960	-417	-.102
61	-1070	.084
62	-2629	.016
63	-2315	.022
64	-3552	.028
1965	-4501	.025
66	-5746	.027
67	-7788	.029
68	-8790	.027
69	-11644	.034
1970	-14929	.029
71	-17104	.036
72	-16826	.049
73	-18722	.057
74	-23718	.078
1975	-26818	.079
76	-38497	.081
77	-51000*	.084
78		
79		

1948	ENVT	ENDF	ENFU	ENVD	TEFE	TEFP	TEFR	TEFB	TENF	TENU	TENK	TENR	ENL
49													
1950													
51													
52													
53	176	70	47	153	•	•	•	•	•	180	•	-55	278
54	-433	60	48	-445	•	•	•	•	•	5	•	-78	-518
1955	283	75	33	241	•	•	•	•	•	-	•	-74	167
56	-29	84	47	-66	•	•	•	•	•	-	•	-50	-116
57	369	100	71	340	•	•	•	•	•	-	•	-47	293
58	925	116	67	876	•	•	•	•	•	-	•	-9	867
59	172	120	35	87	•	•	•	•	•	-	•	23	110
1960	-404	130	76	-458	•	•	•	•	•	18	•	33	-407
61	-637	134	42	-729	•	•	•	•	•	9	•	-35	-755
62	-1539	181	80	-1640	•	•	•	•	•	-	•	-17	-1657
63	324	193	92	223	•	•	•	•	•	-	•	-58	165
64	-1148	227	77	-1298	•	•	•	•	•	-	•	-65	-1363
1965	-924	276	126	-1074	•	•	•	•	•	-55	•	-89	-1218
66	-1024	302	90	-1236	•	•	•	•	•	-95	•	-122	-1453
67	-1511	366	131	-1746	•	•	•	•	•	-125	33	-166	-2004
68	-1125	377	49	-1453	•	•	•	•	•	-179	227	-211	-1616
69	-2214	400	57	-2557	•	•	•	•	•	-243	15	-296	-3081
1970	-3184	394	126	-3452	•	•	•	•	•	-291	-	-334	-4077
71	-1896	467	127	-2236	•	•	•	•	•	-391	1	-543	-3169
72	1387	527	173	1033	•	•	•	•	•	-591	-6	-838	-402
73	-2943	549	236	-3256	1930	375	110	395	2020	-680	56	-956	-2816
74	-4878	639	480	-5037	1420	730	20	401	1769	-796	-35	-1463	-5562
1975	-1221	766	387	-1600	1443	930	-265	680	1428	-1053	45	-1866	-3046
76	-10420	780	499	-10701	2370	1025	-85	807	2503	-1115	-80	-2179	-11572
77	-8803	876	544	-9135	3955	915	45	1465	3450	-1243	98	-3240	-10070
78													
79													

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

19. juni 1978
EV/ev

Saldoen på betalingsbalancens løbende poster som modelvariabel.

I de hidtidige versioner af ADAM - og også i apr-78 versionen - sker der ikke nogen beregning af saldoen på betalingsbalancens løbende poster. Sald - vare- og tjenestebalancens saldo er således den eneste variabel, der udtrykker saldoen på en af betalingsbalancens delbalancer. Der skal derfor efterfølgende gives et oplæg til ændring af tingenes tilstand, så en specifikation også af betalingsbalancens løbende poster kan fremstå i modelregi.

Den nuværende Sald er defineret ved nationalregnskabsstørrelserne E og M:

(1) Sald = E - M

d.v.s forskellen mellem den samlede eksport af varer og tjenester og den samlede import af varer og tjenester, begge i årets priser. Både im- og eksport er for varernes vedkommende opgjort efter generalhandelsprincippet, jf. "En model", appendiks 4. Da der er tale om nationalregnskabsoplysninger, som kun omfatter det egentlige Danmark, d.v.s. ikke Færøerne og Grønland (som altså i nationalregnskabet betragtes som udland) må der korrigeres for samhandelen mellem det egentlige syd-Danmark og Færøerne & Grønland samt for de to sidstnævntes transaktioner med det øvrige udland, før en opgørelse omfattende hele det danske valutaområde kan fremkomme.

Vare- og tjenestebalancens saldo udtrykt i betalingsbalanceterminologi fås derfor ved til Sald at lægge Færøerne og Grønlands nettoeksport[1] til det øvrige udland samt fratrække det egentlige Danmarks nettoeksport[1] til Færøerne og Grønland.

---

1) Omfatter kun varer

Hvad Færøerne og Grønlands nettoeksport til det øvrige udland angår, må en eksogen behandling heraf være oplagt. Dette vil tillige blive foreslået for den omtalte korrektion for Danmarks varetransaktioner med Færøerne og Grønland; nettoeffekten af disse to korrektioner er af ringe størrelse (i gns. 200 mill kr. i 1976-77

For at kunne udtrykke saldoen på betalingsbalancens løbende poster skal der yderligere korrigeres for følgende ensidige transfereringer:

1) FEOGA-eksportstøtte (i forbindelse med eksport af landbrugsvarer m.v.)
2) FEOGA-hjemmemarkedsstøtte (produktionstilskud m.v.)
3) Bidrag (netto) til EF's budget m.v.
4) Gaveydelser (netto)
5) Andre transfereringer (netto)

og for nedenstående transfereringer af ikke-ensidig karakter:

6) Rente- og udbyttebetalinger (netto) til udlandet

FEOGA-eksportstøtten (restitutioner, tiltrædelsesudligningsbeløb og monetære udligningsbeløb) er ikke medregnet i udenrigshandelsstatistikkens værdier. Da eksporten er eksogen i ADAM, og da FEOGA støttens størrelse afhænger af dels de eksporterede mængder dels af politisk fastlagte EF-priser og verdensmarkedspriser, vil denne post blive betragtet som værende eksogen.

Dette gælder også FEOGA-hjemmemarkedsstøtten, der omfatter støtte til anvendelse af visse mejeriprodukter til foder, m.v. (skummetmælk) og til oplagring (mælk og fløde); præmier for slagtekvæg og støtte til oplagring af kød samt støtte til en række vegetabilske produktioner.

Hvad EF-bidraget (netto) angår (incl. refusion fra social - og regionalfonden) vil dette i fremtiden blive beregnet ud fra et standardiseret momsgrundlag. Bidraget udskrives med en vis - ikke nødvendigvis konstant - procent af dette momsgrundlag så det opstillede fællesskabsbudget (med fradrag af provenuet af den fælles told) bliver dækket. En eksogen fastlæggelse af EF-bidraget vil formentlig også efter denne ændring i praksis være mest rimelig.
Gaveydelserne (ulandsbistand) samt posten "andre transfereringer" netto vil ligeledes være at betragte som eksogene. Sidstnævnte indeholder bl.a. kursfortjeneste på valutaterminsforretninger

indgået af danske pengeinstitutter foruden restancer over for EF's landbrugsfond.

Den eneste af ovenstående 6 poster, der menes at kunne give anledning til videre overvejelser er '<u>rente- og udbyttebetalingerne til udlandet</u>'. Med udsigt til fortsat gældsætning i udlandet vil denne post endvidere være af stadig større betydning for størrelsen af betalingsbalancens løbende saldo. Nedenfor skal gives et forslag til, hvorledes rentebalancens saldo kan behandles.

<u>Oplæg til beregning af rentebalancen i ADAM</u>

Den i en bestemt periode forfaldne rente vedrører gæld akkumuleret i perioderne forud. De akkumulerede tilgodehavender og den akkumulerede gæld vil imidlertid typisk være sammansat af fordringer af forskellig type, hvad angår løbetid, hyppighed for betaling af rente og afdrag samt rentetilskrivning og gældende rentesats; forskelle i sidstnævnte kan endvidere afspejle, at lån og tilgodehavender kan være nomineret i forskellige valutaer, for hvilke lånerenten kan være forskellig.

For at forenkle problemstillingen vil det blive foreslået at anvende en gennemsnitsrente for nettogælden. Virkningen på rentebalancen af ændringer i løbet af perioden af nettogældens størrelse, optagelse af kortfristet gæld, som optages, forrentes og afdrages i løbet af perioden, omlægning af gæld med en løbetid til gæld med en anden løbetid (for hvilken renten er en anden) og virkningen af ændringer i valutakurserne må derfor opfanges i den rentesats, som foreslås som gennemsnitsrente. Med kendskab til en sådan gennemsnitsrente kunne et forslag til beregning af saldoen på rente- og udbyttebalancen gå ud på at lade periodens nettorentebetaling være bestemt af nettogældens størrelse ultimo forrige periode multipliceret med denne (eksogene) rentesats.

Oplægget kræver imidlertid, at der i modellen skal beregnes et udtryk for nettogældens størrelse ved slutningen af hver periode. Hvis der ses bort fra kursvariationer på gæld og tilgodehavender og fra fejl og udeladelser i den statistiske opgørelse, må nettogælden kunne beregnes ud fra kendskab til nettogælden ved

udgangen af en vis fortidig periode tillagt den akkumulerede værdi af saldoen på betalingsbalancens løbende poster for de efterfølgende år. En vis korrigerende faktor vil imidlertid være nødvendig i tilfælde af væsentlige valutakursvariationer på gæld/tilgodehavender nomoneret i fremmed valuta. Ved fremskrivning - i hvilken situation der ofte ikke haves nogen fast forestilling om ændringer i valutakurserne - vil korrektionsfaktoren (korrektionsleddet) evt. kunne undværes.

Med dette problem afklaret skulle det være overkommeligt at ændre specifikationen af modellen, så betalingsbalancens løbende saldo kan beregnes:

(2) $Sald_1 = Sald + NE_{FGØU} - NE_{DKFG}$

(3) $Sald_2 = Sald_1 + FEOGA_1 + FEOGA_2 - EF - Gave - ØTR$

(4) $Gæld(-1) = Gæld(-2) + Sald_3(-1) \; (+ \; J)$

(5) $Rente = rsats * Gæld(-1)$

(6) $Sald_3 = Sald_2 - Rente$

Trods den anvendte - ikke autoriserede - nomenklatur er en nøjere definition af ovenstående variable skønnet overflødig.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
17. april 1978

Prissammenbindingsrelationer uden pmq(pms) som regressor og ændring af estimationsperioden for pcy-relationen.

Det er med rette blevet fremført, at det er inkonsistent at anvende pmq i prissammenbindingsrelationerne for bcs og bck - de eneste hvori pmq indgår. Hvis det overhovedet er relevant at medtage en importpris af denne karakter bør pmq - med den opdeling af Mq i Mt og Ms der nu er gennemført - erstattes af den til Ms svarende pris, pms, jf. definitionen i appendikset. Der skal nedenfor blive argumenteret for at pms udelades af relationerne.

Foruden dette spørgsmål vil også Dpcy-relationen blive berørt. Der er nedenfor vist en relation, som i princippet er identisk med den i notat af 28. marts 1978 med (179.15) benævnte relation. Der er medtaget børnehavedummyen Ddbh - identisk med variablen D70 - mens estimationsperioden blot er forlænget til og med 1973. Dette reducerer selvfølgelig den periode, relationens duelighed kan afprøves på.

Fastlæggelse af tilgangen til -ck og cs.

Kollektiv transport og kommunikation, -ck, er i ADAM defineret ved løbenr. 9 i tabel 16 i SU 7. Denne konsumgruppe svarer til konsumgrupperne 630 og 640 i SU 31, jf. pp 501-502. Tilgangen til 630 stammer dels fra forsikringsvirksomhed, diverse transportsektorer samt fra import. De indenlandske leverancer hidrører alle fra Q-sektoren. Importen består næsten udelukkende af ikke-konkurrerende import af tjenester. Denne "import" er en teknisk konstruktion, idet den er en del af saldoen på rejsekontoen. Importen af turistrejser - Mt er i 1966 på 1717 mill kr., mens eksporten til udenlandske turister er på 1646 mill. Tillægges varesalg til udenlandske skibe på 10 mill fås en nettopost på 61 mill, som i I/O-tabellen - af mangel på kendskab til hvorledes fx. udenlandske turisters

køb her i landet er sammensat på de enkelte vare-og tjenestegrupper og dermed fra hvilke erhverv leverancerne sker - er fordelt på privat og offentlig konsum med henholdsvis 53.4 og 7.6 mill kr. Disse 53.4 mill er henført til konsumgruppe 630.

Det har derfor ringe mening at tillægge importen nogen vægt ved beskrivelsen af basisprisen for kollektiv transport og kommunikation. Der er følgelig nedenfor fremlagt resultater af mixed-estimationer, hvori kun pq er medtaget som regressor foruden konstantleddet.

(1) (181.12)

$$Dbck = \underset{(1.11)}{1.716} + \underset{\substack{(0.17)\\(1.002)\\(0.30)}}{0.7470}\ Dpq$$

n = 1951 - 1969 s = 2.87 R^2 = 0.33

MAE(70-76)= 2.23 RMSE(70-76)=2.80

Øvrige tjenesteydelser, -Cs, består af I/O-tabellens konsumgrupper[1]: 452, 460, 530, 540, 550, 623, 720, 740, 811, 831, 832, 850 og 860. Af tabellen p. 507 i SU 31 fremgår det, at af de 28 mill kr. import til sektoren, jf. tabel 1a i EV 24. jan. 1978, er de ca 16 mill kr. leverancer af en type, der kan associeres med sektoren "forlystelser, radio og tv". Størrelsesordenen af den samlede import taget i betragtning og uvisheden om hvad den pågældende import dækker over, giver anledning til - som for bck's vedkommende - at udelukke pms i sammenbindingsrelationen for bcs. En relation af denne type er vist nedenfor. Det ses, at forskellen mellem de her viste og de "gamle" (med pmq) er negligibel.

(2) (181.20)

$$Dbcs = \underset{(0.80)}{1.035} + \underset{\substack{(0.13)\\(0.866)\\(0.25)}}{1.261}\ Dpq + \underset{\substack{(0.005)\\(0.018)\\(0.005)}}{0.01903}\ Dilnaha + \underset{\substack{(0.002)\\(0.009)\\(0.002)}}{0.008955}\ Dpms$$

n = 1951-1969 s = 2.49 R^2 = 0.80

MAE(70-76)= 5.20 RMSE(70-76)=6.74

---

1) Der er dog foretaget en enkelt korrektion. Hvad angår udgifter på restauranter er der fratrukket 1012 mill i leverancerne fra Q-sektoren, idet dette beløb er henført til fødevareforbruget jf. memo nr. 29, tabel 3.B.

(3) (181.25)

$$Dbcs = \underset{(0.81)}{1.015} + \underset{\substack{(0.13)\\(0.875)\\(0.25)}}{1.266}\ Dpq + \underset{\substack{(0.008)\\(0.018)\\(0.008)}}{0.02059}\ Dilnaha$$

n = 1951-1969 s = 2.39 R^2 = 0.81

MAE(70-76)= 5.24 RMSE(70-76)= 6.83

Det har også været overvejet, om man burde medtage en børnehavedummy i bcs-relationen, idet det jo er i Øvrige tjenesteydelser, at ændringen af afgrænsningen af den offentlige sektor får betydning, jf Rapport nr. 3, kap. 6.7. Et ønske om at bevare et vist ensartet præg over de nye prissammenbindingsrelationer taler imidlertid for at udelade dummyen . På den anden side vil en dummy bedst kunne forsvares i netop denne relation. Nedenfor er vist et eksempel med Ddbh som en af regressorerne og residualerne fra relationerne med og uden dummy for perioden 1969-76.

(4) (188.4)

$$Dbcs = \underset{(0.88)}{1.223} + \underset{\substack{(0.13)\\(0.875)\\(0.25)}}{1.218}\ Dpq + \underset{\substack{(0.079)\\(0.018)\\(0.008)}}{0.01986}\ Dilnaha - \underset{(2.36)}{8.895}\ Ddbh$$

n = 1951-73 s = 2.37 R^2 = 0.82

MAE(74-76)= 8.02 RMSE(74-76)= 8.71

Residualer:

	(181.25)	(188.4)
1969	.98	1.03
1970	-9.16	-0.00
1971	-1.34	-0.95
1972	-4.26	-2.93
1973	0.92	-3.22
1974	0.02	3.80
1975	-11.33	-8.20
1976	9.64	12.07

Dpcy-relationen

De fleste af ADAM's stokastiske relationer er estimeret på perioden 1951-69. Et fåtal er dog estimeret med 1973 som slutår.

Dpcy-relationen, som den blev foreslået i EV 28/03/78, indeholdt bl.a. en børnehavedummy D70 (Ddbh) og var derfor estimeret over 1954-71. Et ønske om at begrænse anvendelsen af forskellige begyndelses- og slutår i estimationsperioden kunne da delvis tilfredsstilles ved at forlænge estimationsperioden for Dpcy fra 1971 til 1973. Resultatet heraf er vist nedenfor.

Det bemærkes, at relationen med de sammenvejede variable, jf. sidst 179.15 og her 187.15, giver anledning til at Dpb-koefficienten tillægges en værdi af størrelsen 0.18 - en væstenlig større koefficientværdi end den, som fås ved I/O-mixed-estimationsforsøgene, (af størrelsesorden 0.03). Under henvisning til datakonstruktionen for fCy - der er defineret ved summen af det offentliges reale varekøb og afskrivninger, reparation og vedligeholdelse, sidstnævnte deflateret med pb - taler en del for at benytte relation (187.15) i modellen.

(5) (187.15)

$$Dpcy = \underset{(0.90)}{1.213} + \underset{(0.10)}{0.8046}\, D(.60\ pq + .25(.10\ pnc + .90\ pb) + .15\ (.50pmr + .25\ pmc + .25\ pme))$$

$$+ \underset{(2.59)}{5.231}\ Ddbh$$

n = 1954-73 s = 2.49 R^2 = 0.80

MAE(74-76)= 5.39 RMSE(74-76)= 6.89

"Appendiks"

pms er defineret på følgende simple vis:

fMs = fMq - fMt

Ms = Mq - Mt = pmq*fMq + pmt*fMt

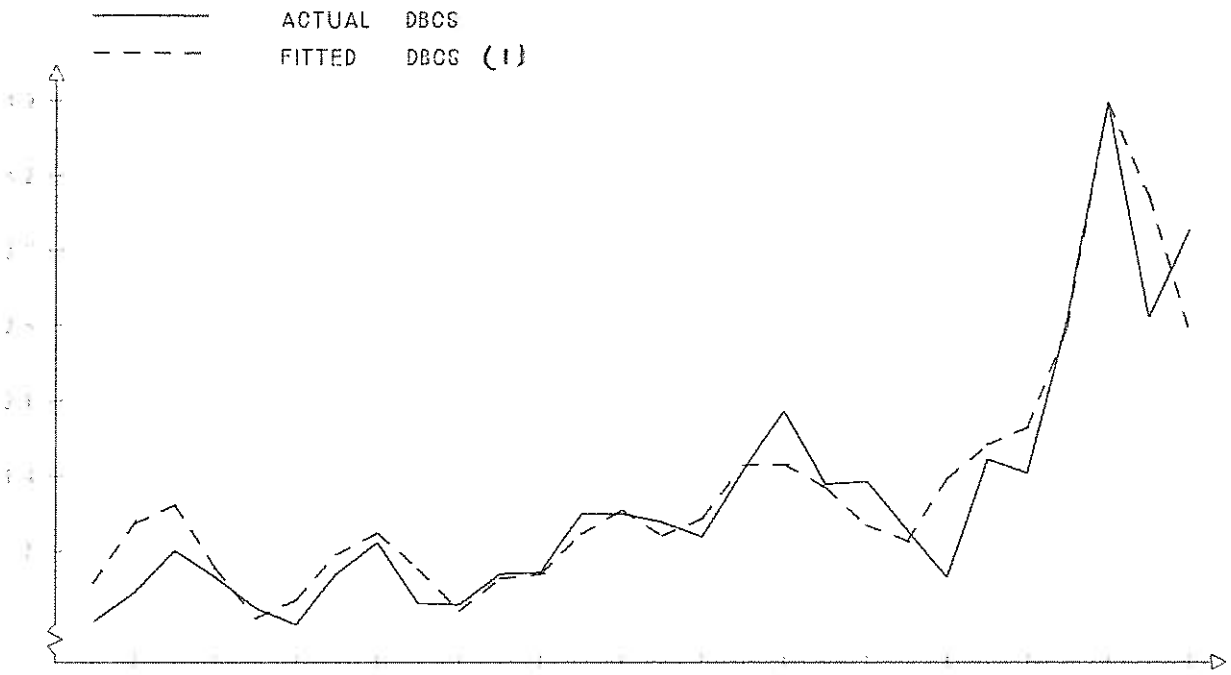
pms = 100* Ms/fMs.

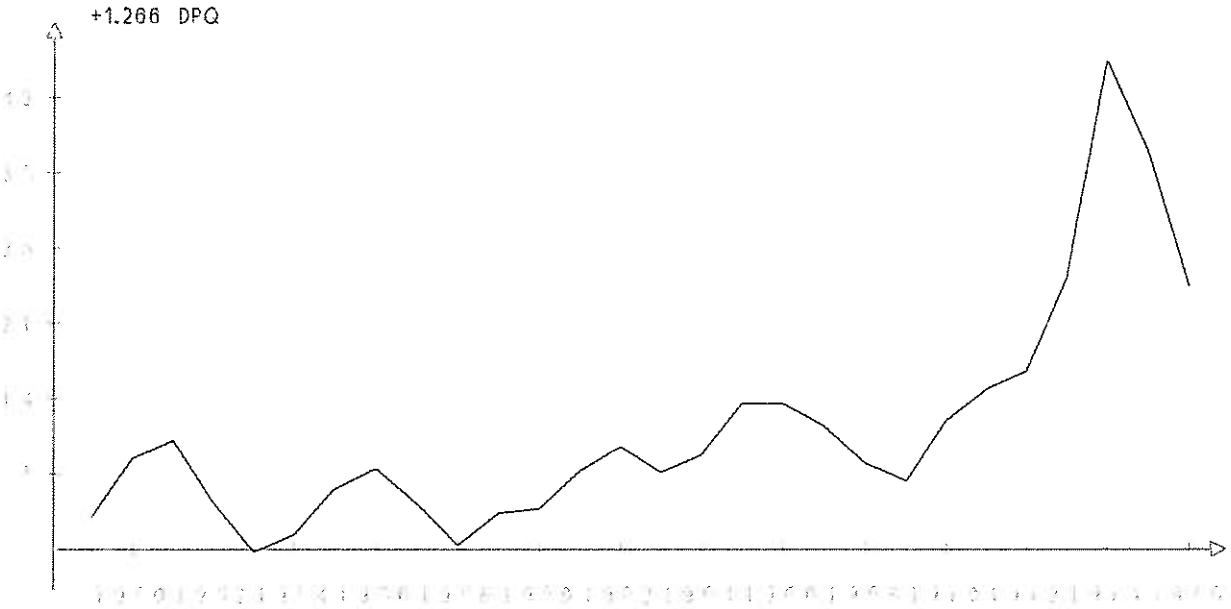
Residualer i fremskrivning:

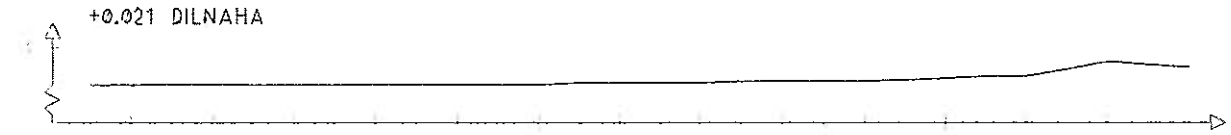
	70	71	72	73	74	75	76
(181.12) Dbck:	.528	-4.621	4.274	1.335	-0.105	1.363	-3.361
(181.25) Dbcs:	-9.165	-1.342	-4.259	0.917	0.025	-11.331	9.642
(187.15) Dpcy:					-5.204	0.238	-10.731
(179.15) Dpcy:			4.730	0.131	-2.973	6.725	-9.806

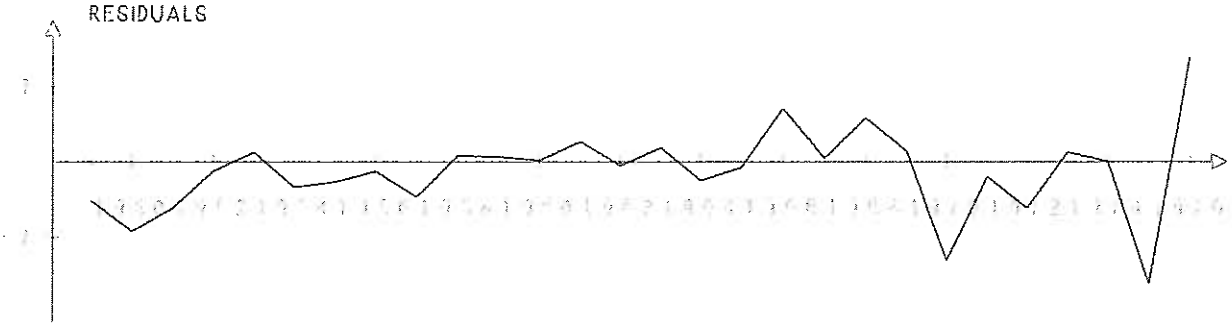
	fMq	pmq	Mq	Mt	fMt	pmt	Ms	fMs	pms
1948	861	66.20	570	172	212	81.13	398	649	61.33
49	931	73.15	681	252	300	84.00	429	631	67.99
1950	1023	82.70	846	316	381	82.94	530	642	82.55
51	1058	97.54	1032	321	349	91.98	711	709	100.28
52	1119	103.84	1162	384	396	96.97	778	723	107.61
53	1240	99.60	1235	465	479	97.08	770	761	101.18
54	1266	95.58	1210	487	497	97.99	723	769	94.02
1955	1369	100.00	1369	522	522	100.00	847	847	100.00
56	1630	106.63	1738	576	554	103.97	1162	1076	107.99
57	1743	110.21	1921	655	618	105.99	1266	1125	112.53
58	1706	106.51	1817	665	599	111.02	1152	1107	104.07
59	1993	103.31	2059	773	690	112.03	1286	1303	98.70
1960	2027	107.94	2188	833	730	114.11	1355	1297	104.47
61	1999	114.71	2293	973	838	116.11	1320	1161	113.70
62	2199	112.28	2469	1136	939	120.98	1333	1260	105.79
63	2163	119.33	2581	1215	972	125.00	1366	1191	114.69
64	2546	117.01	2979	1335	1035	128.99	1644	1511	108.80
1965	2739	125.26	3431	1540	1119	137.62	1891	1620	116.73
66	2923	131.37	3840	1717	1188	144.53	2123	1735	122.36
67	3371	136.84	4613	2062	1380	149.42	2551	1991	128.13
68	3662	138.72	5080	2229	1400	159.21	2851	2262	126.04
69	3518	150.57	5297	2415	1469	164.40	2882	2049	140.65
1970	3337	166.41	5553	2654	1530	173.46	2899	1807	160.43
71	5087	160.70	8175	2984	1629	183.18	5191	3458	150.12
72	4732	176.16	8336	3334	1713	194.63	5002	3019	165.68
73	5557	183.97	10223	3807	1797	211.85	6416	3760	170.64
74	5705	211.18	12048	4092	1705	240.00	7956	4000	198.90
1975	6446	212.91	13724	4766	1791	266.11	8958	4655	192.44
76	6437	248.44	15992	5694	1971	288.89	10298	4466	230.59
77	6283	280.20	17605	6928	2153	321.80	10676	4130	258.50

DBCS-RELATION, 1. VERSION

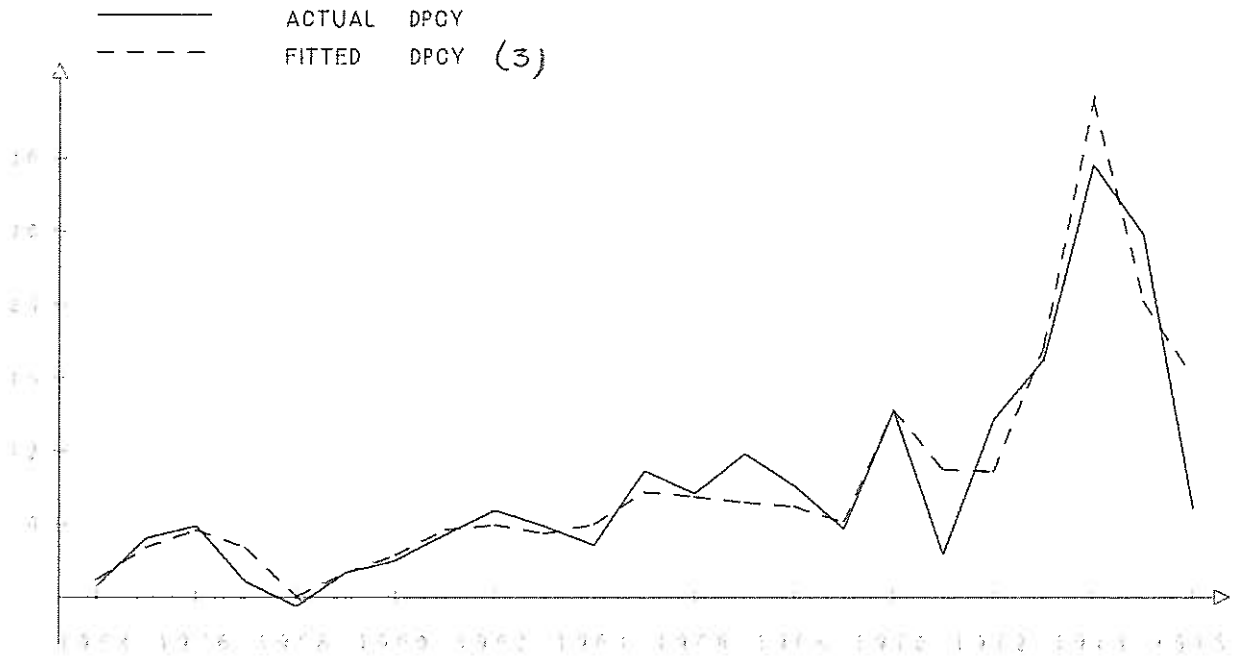


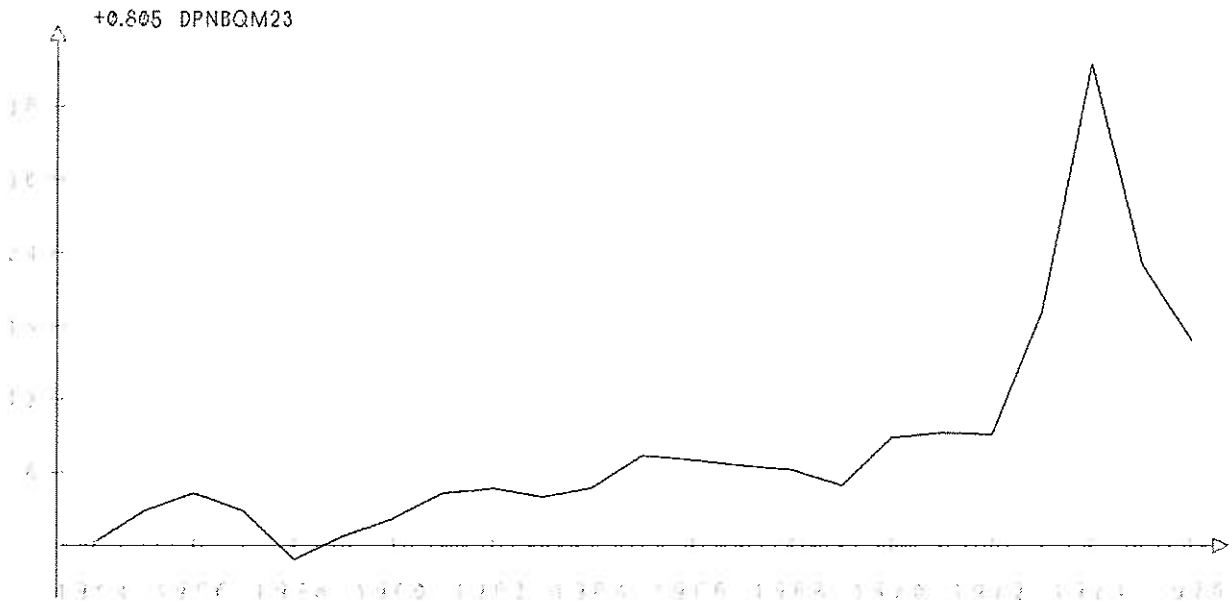


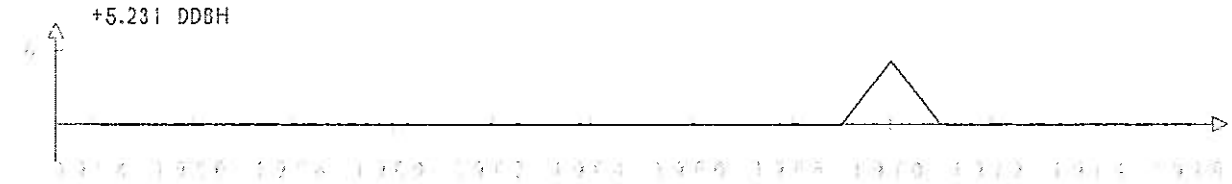


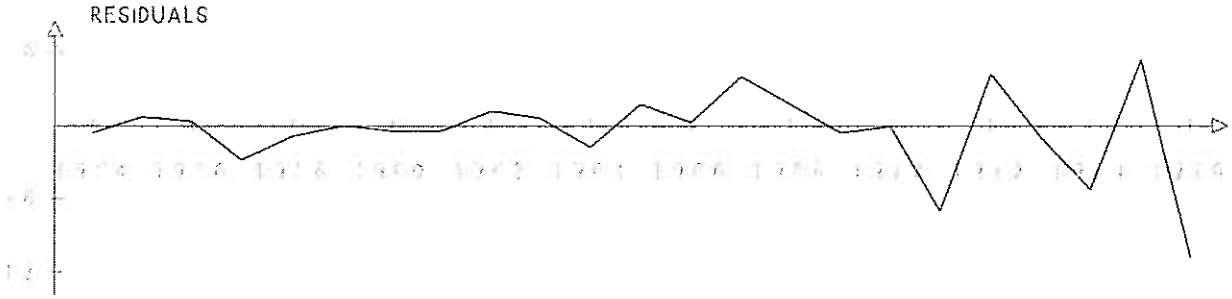


DPCY-RELATIONEN

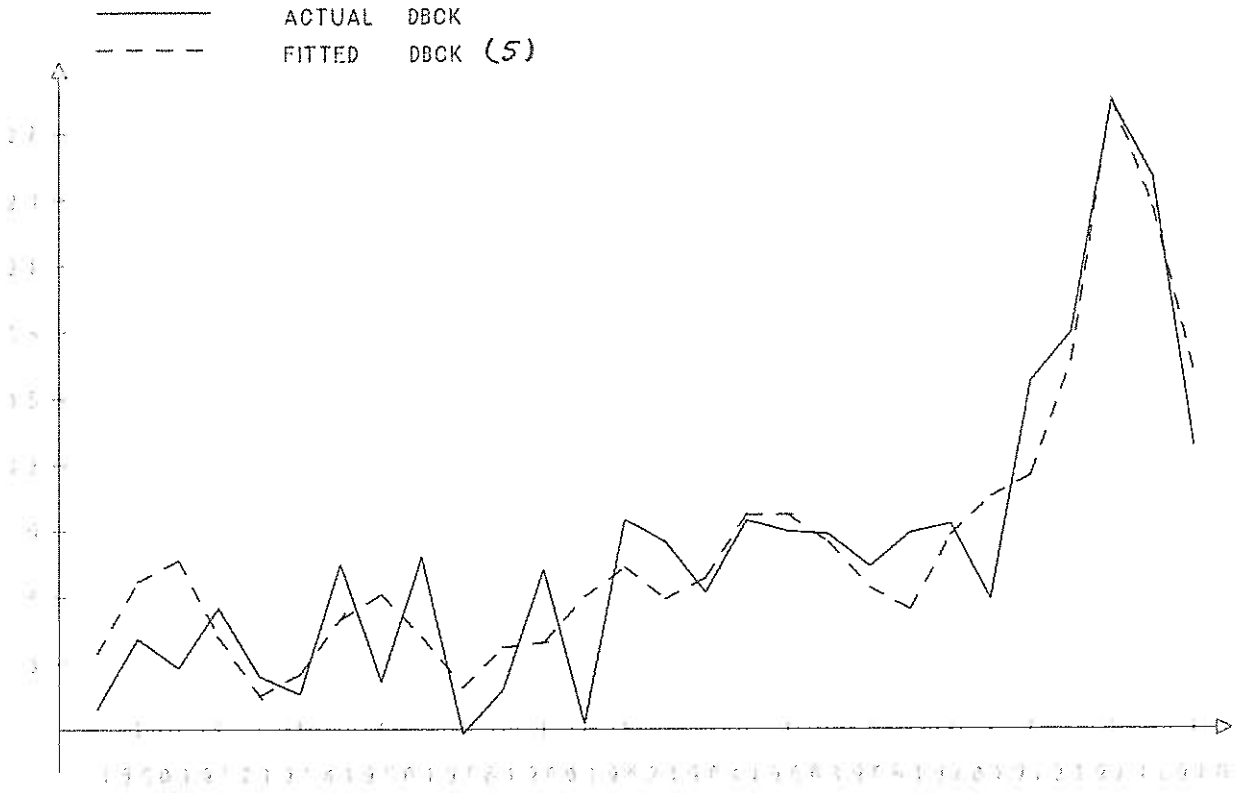


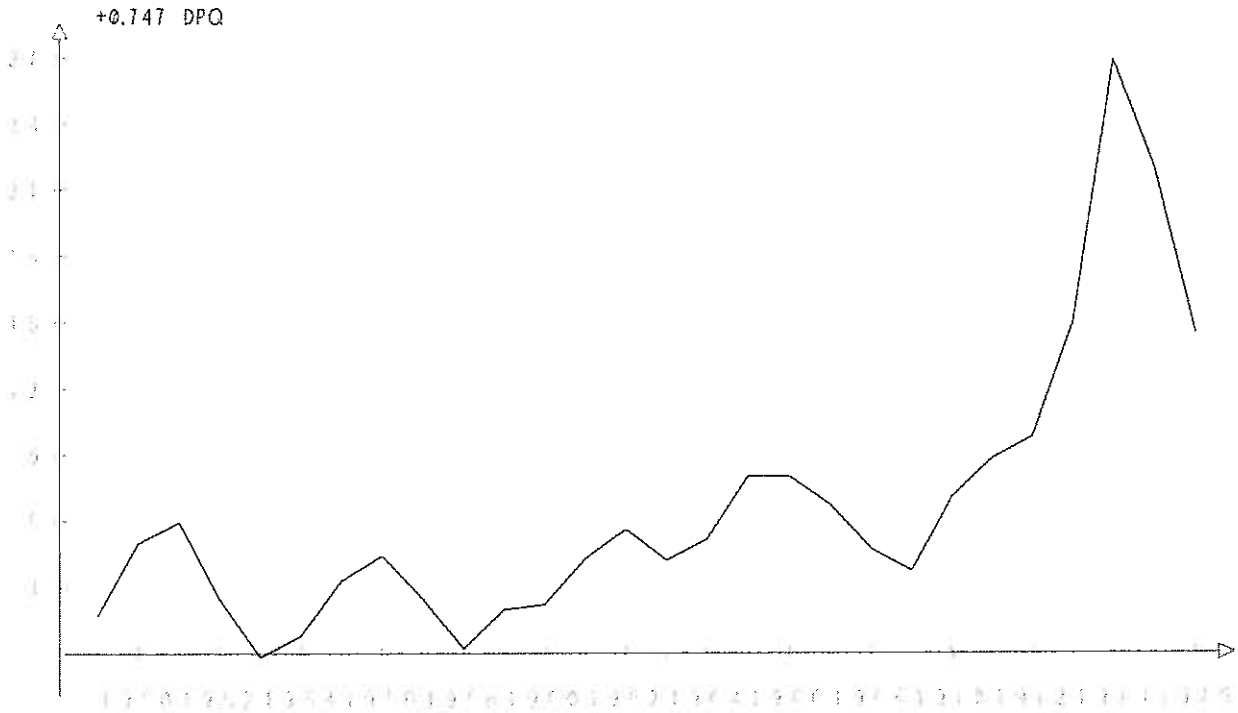


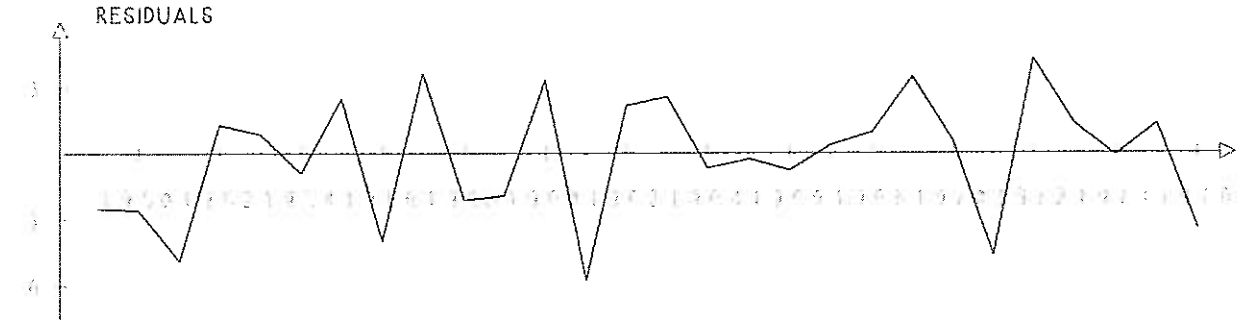




DBCK-RELATION, 1. VERSION







Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
28. marts 1978

Nye prissammenbindingsrelationer?

I notat af 24. januar 1978 blev der fremlagt forslag til ikke-estimerede prissammenbindingsrelationer for en række efterspørgselskomponenters basispriser. Disse baseredes på a priori information stammende fra bl.a. input-output tabellen for 1966. I princippet anvendtes der faste 1955 vægte ved beregning af de enkelte efterspørgselskomponenters basispriser; for en nærmere omtale af hvorledes vægtene blev beregnet henvises til notatet.

Mod de fremlagte ikke-estimerede relationer kan der hvad resultaterne angår bl.a. rettes den kritik, at relationerne viser tendens til systematisk at over- eller undervurdere prisudviklingen fra et vist forløb - specielt i årene efter 1970. Som udgangspunkt for en videregående analyse syntes resultaterne imidlertid ikke at være ubrugelige. Ved en vurdering af de tidligere viste resultater og de efterfølgende bør der gøres opmærksom på en række forhold af datamæssig karakter. For det første anvendes mere end et importprisindeks; den vægt, hvormed disse er sammenvejet med de øvrige sektorpriser er imidlertid ikke kendt med synderlig sikkerhed. For det andet er sektorprisen i byggesektoren, pb, ikke udtrykt i basispriser, men markedspriser, i modsætning til sektorpriserne for de to industrisektorer. Dette får især betydning for årene efter 1972. Et tredje forhold vedrører sektorprisen i Øvrige erhverv, pq. Denne er defineret som bruttofaktorindkomstdeflatoren for de til sektoren henhørende erhverv. Øvrige erhverv er imidlertid næppe synderlig homogen. Dette forhold begrunder bl.a. at også et lønindeks, defineret ved lna*Ha (med indeksværdi 100 i 1955) indgår blandt de faktorer, der er medtaget i bestemmelsen af basisprisen for en enkelt af efterspørgselskomponenterne, nemlig pcs, prisen på øvrige private tjenesteydelser.

I det følgende skal der fremlægges nye estimerede prissammenbindingsrelationer. Disse udnytter en del af den information, som tidligere blev anvendt i de ovenfor omtalte, idet de vægte, hvormed de enkelte sektorpriser og importpriser indgår i bestemmelsen af basispriserne, benyttes som a priori information i en såkaldt "mixed" estimation. Den yderligere a priori information, som denne estimationsmetode kræver kendskab til, nemlig spredningen på de bundne koefficienter og korrelationen mellem disse, fastsættes efter det princip, at spredningen ikke bør overstige to gange koefficientværdien. Korrelationen mellem to vilkårlige - bundne - koefficienter er - ligeledes arbitrært - sat til nul; andet er fundet uhåndterligt. De udvalgte relationer behøver ikke at have bundet alle koefficienterne. Således er alle relationer estimeret med frit konstantled og det er ofte fundet passende at lade koefficienten til pq (Dpq) være "fri". Dette begrundes med sektorens inhomogene karakter.

Der vil i dette notat i hovedsagen blive fremlagt resultater af de gennemførte estimationer. Nogen diskussion af det teoretiske grundlag bag prissammenbindingsrelationer skal således ikke gøres. Der kan imidlertid allerede her gøres den bemærkning, at det nok bør overvejes, om koefficienterne bør holdes konstante gennem en længere periode, hvilket impliceres med den her anvendte teknik.

I bilag 1 er vist de enkelte relationers udseende. Tallene i parentes umiddelbart under de estimerede koefficienter er spredningen på disse. Tallene i næste række angiver de a priori fastlagte skøn og under disse er anført den tillagte spredning.
I bilag 2 er vist de beregnede og de estimerede værdier med de enkelte faktorers bidrag.

Nedenfor er de udvalgte relationer kommenteret.
For bcf er medtaget 3 alternativer. Begrundelsen herfor er den, at der savnes et passende prisindeks for leverancerne fra landbrugssektoren. Det i første version anvendte udtryk, pea, er et eksportprisindeks. I et forsøg på at forbedre resultatet er da anvendt henholdsvis en bruttofaktorindkomstdeflator, pza, og en approksimativ produktionsværdideflator, pxa:

pza := Za/fZa

pxa := (Za + pma*fMa*.01)/(fZa + fMa)

Disse ændringer i prisindekset bevirker, at også sammenbindingskoefficienterne som beregnet tidligere, må ændres, idet deflatoren for 1966 ændres. I modsætning til det viste resultat med pea er det valgt at lade koefficienten til pza og pxa være ubundne. Rent bortset fra, at indførelse af en af disse variable i modellen giver anledning til skabelse af endnu en "eksogen" variabel, er resultatet vel marginalt pænere, og i givet fald er pza den variabel, der giver det bedste resultat. Relationen lader dog stadig noget tilbage at ønske.

For bci synes resultatet ganske hæderligt. Ganske vist er der nogle ubehagelige residualer i 1965 og i 1970. Nu har der jo før været rejst tvivl om pq's forløb i 1965-66; den er dog næppe den eneste skurk i spillet. I 1965 og 1970 giver alle regressorerne stort set anledning til større bidrag end året forud. Til gengæld kan man glæde sig over den pæne fremskrivning i 1975-76.

Bce må siges at være ganske smuk.

Også for bcb er der vist mere end en relation. Resultaterne er stort set sammenfaldende. Forskellen mellem de to versioner ligger i at i første version anvendes Dfcb som regressor, mens der i anden runde er benyttet følgende variabel:

Dfcbd:= D(fcb(pq - pmi))

Denne variabel skal ligesom fCb tage hensyn til at prisudviklingen påvirkes af fordelingen af udgifterne på reparation og nyanskaffelser. Da denne andel varierer, og da der er en forskellig prisudvikling på disse anskaffelser, er det skønnet, at forskellen mellem pq og pmi kunne tænkes at tage højde for forskellen i pris mellem reparation og nyanskaffelser(ganget sammen med fCb). Der

er imidlertid næppe de store muligheder for at forbedre relationen med den nuværende forbrugsopdeling.

Bcv-relationen ser tilsyneladende hæderlig ud. Residualerne i fremskrivningen skifter da fortegn. Der er ganske vist nogle uheldige småtoppe undervejs i estimationsperioden.

Prisen på forbrug af kollektiv transport, pck, som i den nuværende modelversion er eksogen, bør måske fortsat være det. De beregnede værdier af bck fluktuerer lovlig meget omkring de observerede i første halvdel af estimationsperioden. Forløbet er mere tilfredsstillende i slutningen og i fremskrivningen. Der er endvidere tale om små - men dog relativt store - fejl.

Bcs-relationen, som desværre ikke er vist i samme skikkelse som de øvrige, har, som det ses, en stor residual i 1966. Desuden går relationen helt galt i slutåret af fremskrivningen. Det er endvidere utilfredsstillende, at koefficienten til pq er over 1 trods det, at den er bundet til en værdi under (0.868 - ganske vist med en ret stor spredning). Som prisindeks for de offentlige leverancer er anvendt lna*Ha. Et måske mere relevant indeks kunne være lo. Det vil dog næppe påvirke resultatet væsentligt. Det bør endvidere erindres, at der for serien er databrud i 1970 p.gr.a. børnehavekorrektionen. Dette burde der uden tvivl have været korrigeret for med en dummy eller ved at estimere ud over bruddet.

pco-relationen ,som blev vist i notatet af 24/01/78, er udgået. I stedet er,med indførelsen af den nye modelvariabel fCy, pcy forsøgt forklaret, jf. nedenfor.

Bip synes brugbar trods den lidt store residual i 1969. Fremskrivningen ser pæn ud.

Bib og bio overvurderer begge de observerede værdier efter 1972. Da pb er udtrykt i markedspriser, og da momsen blev effektiv for størstedelen af byggeriet efter 1972, vil det især give problemer i de år, hvor der sker store ændringer i afgiftssatserne. Alt i alt synes resultaterne brugbare.

Dpcy-relationer.

Med indførelse af den nye variabel fCy er det blevet relevant at forklare den tilsvarende pris, pcy, endogent. Tidligere var det prisen på det samlede offentlige konsum, pco, der belv bestemt i en prissammenbindingsrelation. Denne er nu faldet bort, og pco bestemmes nu rent definitorisk.

Fra arbejdet med prissammenbindingsrelationerne er tilgangen til det offentlige konsum fra forskellige leverende sektorer kendt (i 1966):

mill kr.	(1)		(2)	(3)	(4)
A	92		92	-	
NC	519		519	.106	.160
NI	15		15	-	
B	106		106	.018	.027
Q	2350		2350	.404	.609
O	9738		-		
M	502	-Mr	173	.053	.080
		-Mc	133	.036	.054
		-Me	133	.046	.069
		-Mi	63	-	
					1.000

Da fCy omfatter det offentliges varekøb, samt afskrivninger, rep. og vedligeholdelse, er det leverancerne fra ovennævnte sektorer eksklusive O-sektoren, det er relevant at kikke på. Herved kan fås en fordeling af leverancerne, som vist i kolonne (4). Denne fordeling er benyttet til - i lighed med de øvrige prissammenbindingsrelationer - at lave en række mixed-estimationer. Resultatet er vist nedenfor. Der er indført en 0-1-0 dummy (i 1970) for at tage hensyn til det databrud, som børnehavekorrektionen har fremkaldt. Der optræder dog en række ubehagelige residualer i 1967 og i 1971 samt i nogle af fremskrivningsårene. Der synes dog ikke at være tale om udpræget grad af autokorrelation, og i begyndelsen af estimationsperioden fitter relationen ganske pænt.

$$(17'.3)\quad Dpcy = \underset{(.8234)}{1.2331} + \underset{\substack{(.0746)\\(.160)\\(.08)}}{.05756}\, Dpnc + \underset{\substack{(.0100)\\(.027)\\(.01)}}{.02788}\, Dpb + \underset{(.1270)}{.6249}\, Dpq$$

$$+ \underset{\substack{(.0289)\\(.080)\\(.03)}}{.09842}\, Dpmr + \underset{\substack{(.0196)\\(.054)\\(.02)}}{.03899}\, Dpmc + \underset{\substack{(.0212)\\(.069)\\(.025)}}{.03344}\, Dpme + \underset{(1.8510)}{5.9608}\, D70$$

(177.3) fortsat

$$n = 1954 - 1971 \qquad s = 3.001 \qquad R^2 = .6844$$
$$MAE(72\text{-}76) = 4.7708 \quad RMSE(72\text{-}76) = 5.3800$$

Til supplering af ovenstående beregninger er også gennemført en række mere traditionelle beregninger, hvor en række sammenvejede variable er benyttet.

Grunden til at der ikke anvendes en frit estimeret relation, er den, at en sådan giver resultater, der er lidet troværdige, idet fortegnene for især pnc og importpriserne pme og pmr bliver negative. Også regressioner med regressorer i form af sammenvejninger af pnc og pb og sammenvejninger af en række importpriser og pq inde i regressionen, giver anledning til negative koefficienter for visse af regressorerne. Hvis derimod alle koefficienter bindes, fås hæderlige, men selvfølgelig mindre pæne resultater. Følgende sammenvejninger har været benyttet:

$$pnb1 = .75 * pnc + .25 * pb$$
$$pnb2 = .50 * pnc + .50 * pb$$
$$pnb3 = .25 * pnc + .75 * pb$$
$$pnb4 = .10 * pnc + .90 * pb$$

$$pmrce = .50\ pmr + .25\ pmc + .25\ pme$$

Anvendes sammenvejninger af pq og pmrce og ovennævnte pnb1 - pnb4 med vægtene henholdsvis 2/3, 1/6 og 1/5 og alternativt .60, .15 og .25 fås, at nedenstående relation tilsyneladende falder bedst ud:

$$(179.15)\quad Dpcy = \underset{(1.0937)}{1.2611} + \underset{(.1771)}{.7582}\ D(.60pq + .025pnc + .225\ pb + .075pmr + .0375\ pmc + .0375\ pme) + \underset{(2.6578)}{5.6958}\ D70$$

$$n = 1954 - 1971 \qquad s = 2.381 \qquad R^2 = .7019$$
$$MAE(72\text{-}76) = 4.873 \quad RMSE(72\text{-}76) = 5.875$$

BILAG 1

De estimerede relationer.

(146.3) Dbcf = 1.7044 + .2208 Dpea + .05313 Dpnc + .3340 Dpq
(.9936) (.0826) (.0830) (.1705)
(.367) (.211)
(.15) (.10)
+ .0839 Dpmc
(.0448)
(.113)
(.05)

n = 1951-69 s = 2.492 R^2 = .4318
MAE(70-76)= 6.767 RMSE(70-76)= 7.797

(159.4) Dbcf = 1.5640 + .20514 Dpxa + .04920 Dpnc + .3374 Dpq
(.9122) (.0793) (.0804) (.1574)
(.212)
(.10)
+ .08757 Dpmc
(.0439)
(.114)
(.05)

n = 1951-69 s = 2.2605 R^2 = .5325
MAE(70-76)= 6.735 RMSE(70-76)= 8.004

(160.4) Dbcf = 1.3965 + .20939 Dpza + .05866 Dpnc + .3517 Dpq
(.9392) (.0654) (.0809) (.1603)
(.215)
(.10)
+ .09150 Dpmc
(.0440)
(.115)
(.05)

n = 1951-69 s = 2.2371 R^2 = .5046
MAE(70-76)= 6.264 RMSE(70-76)= 7.495

(151.7) Dbci = -.3053 + .1960 Dpnc + .3028 Dpq + .07689 Dpmr
(.8984) (.1086) (.1502) (.0369)
(.311) (.084)
(.15) (.04)
+ .02658 Dpmc
(.0977)

n = 1951-69 s = 1.738 R^2 = .6788
MAE(70-76)= 1.878 RMSE(70-76)= 2.440

(131.7) Dbcv = .005392 + .1988 Dpnc + .09023 Dpni + .2942 Dpq +
(.9144) (.0893) (.0476) (.1573)
(.214) (.136)
(.10) (.05)

+ .005547 Dpmr + .0109 Dpmc + .04285 Dpmi
(.0950) (.1528) (.0100)
(.042)
(.01)

n = 1951-69 s = 2.4481 R^2 = .3978
MAE(70-76)= 2.9767 RMSE(70-76)= 3.3833

(122.3) Dbce = -1.4008 + .07251 Dpnc + .4156 Dpq + .04377 Dpmc
(1.8229) (.0298) (.3030) (.0199)
(.074) (.045)
(.03) (.02)

+ .3589 Dpme
(.437)
(.347)
(.05)

n = 1951-69 s = 4.0647 R^2 = .7122
MAE(70-76)= 2.695 RMSE(70-76)= 3.081

(154.3) Dbcb = -1.9252 + .01097 Dpnc + .06567 Dpni + .5360 Dpq
(1.2132) (.0050) (.0199) (.1787)
(.011) (.069)
(.005) (.02)

+ .02349 Dpmr + .3328 Dpmi - .008086 Dfcb
(.0099) (.0801) (.0023)
(.025) (.230)
(.01) (.10)

n = 1951-69 s = 2.964 R^2 = .6897
MAE(70-76)= 10.87 RMSE(70-76)= 13.30

(164.2) Dbcb = -2.1076 + .011055 Dpnc + .06824 Dpni + .5607 Dpq
(.9922) (.0050) (.0199) (.1283)
(.011) (.069) (.394)
(.005) (.02) (.15)

+ .02484 Dpmr + .2809 Dpmi - .00013578 Dfcbd
(.0099) (.0872) (.0001)
(.025) (.230)
(.001) (.10)

n = 1951-69 s = 3.3512 R^2 = .5792
MAE(70-76)= 10.79 RMSE(70-76)= 13.52

(129.4) Dbck = 1.7331 + .7243 Dpq + .02858 Dpmq
(1.1383) (.1757) (.0100)

(.973) (.029)
(.30) (.01)

n = 1951-69 s = 2.9615 R^2 = .3236

MAE(70-76)= 2.306 RMSE(70-76)= 2.8428

(128.2) Dbcs = 1.0162 + 1.2645 Dpq + .01904 DIlnaha + .00698 Dpmq
(.8004) (.1262) (.005) (.0002)

(.868) (.018) (.007)
(.25) (.005) (.002)

n = 1951-69 s= 2.4836 R^2 = .8042

MAE(70-76)= 5.210 RMSE(70-76)= 6.774

(142.3) Dbip = -1.0270 + .02448 Dpnc + .2533 Dpni + .2156 Dpb
(.6063) (.0099) (.0675) (.0618)

(.021) (.260) (.215)
(.01) (.10) (.08)

+ .4305 Dpq + .1675 Dpmi
(.1218) (.0567)

(.238)
(.10)

n = 1951-69 s = 1.6593 R^2 = .8274

MAE(70-76)= 4.2414 RMSE(70-76)= 4.985

(132.5) Dbib = -.1487 + .9733 Dpb
(.3338) (.0392)

(1.000)
(.25)

n = 1951-69 s = .9126 R^2 = .9724

MAE(70-76)= 4.067 RMSE(70-76)= 5.178

(139.3) Dbio = -.1458 + .0776 Dpni + .7470 Dpb + .1068 Dpq
(.6889) (.0291) (.0962) (.1708)

(.083) (.820)
(.030) (.20)

+ .06484 Dpmi
(.0195)

(.065)
(.02)

n = 1951-69 s = 1.5349 R^2 = .9155

MAE(70-76)= 3.739 RMSE(70-76)= 5.571

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
22. marts 1978

fMt - og pct-relationerne revideret.

I efteråret 1977 opstilledes nogle simple relationer til endogen bestemmelse af henholdsvis fMt og pct. Af forskellige årsager er det nu besluttet at tage de udvalgte relationer op til fornyet overvejelse.

Hvad fMt-relationen angår blev det som bekendt besluttet at lade relationerne (1) og (2) indgå i en evt. ny modelversion. Den dengang anvendte notation benyttes indledningsvis; efterfølgende skal en anden og autoriseret fremlægges:

(1) $\widehat{fCot} = \widehat{fCotkv} * fCo$

(2) $\widehat{fMt} = \widehat{fCt} + \widehat{fCot}$

idet fCotkv := fCot/fCo, jf referat (LO, 04/11/77)

Allerede forinden - men især med indførelse af den nye modelvariabel fCy (defineret ved det offentliges vare og tjenestekøb hos den private sektor incl. udlandet samt afskrivninger, reparation og vedligeholdelse, i faste priser) - vil det være naturligt at ændre definitionen af sammenbindingskoefficienten fCotkv. I stedet for at anvende fCo i nævneren vil vi nu foreslå anvendt fCy. Derved

(3) $\widehat{fMt} = \widehat{fCt} + \widehat{bmty} * fCy$

hvor bmty := (fMt - fCt)/fCy (= i gammel notation: fCot/fCy)

Som også før er det et problem, hvorledes bmty - som vel fortsat skal være eksogen - skal fremskrives. Tidligere blev en ren tidsrækkefremskrivning af følgende form foreslået:

(4) $$bmty = \underset{\substack{(.002920)\\(.6300)}}{.001839} + \underset{\substack{(.0001192)\\(9.7993)}}{.001168}\ Tid$$

n = 1953-69 s = .002405 R^2 = .8649

DW = 1.3608 MAE(70-76) = .001454 RMSE(70-76)= .001960

Desværre er der negative residualer i alle år efter 1968, jf nedenfor. Alligevel kan (4) måske være til nytte. I nedenstående tabel angiver $\widehat{bmty}$ den beregnede værdi af bmty ved anvendelse af (4) og dif angiver forskellen mellem den variabel, vi tidligere kaldte fCot og $\widehat{bmty} * fCy$.

ID	bmty	$\widehat{bmty}$	fCot	$\widehat{bmty} * fCy$	dif	fCy
1953.000000	.014980	.029527	30.000000	27.403885	-7.403885	1335
1954.000000	.020270	.021695	29.000000	31.045896	-2.045896	1431
1955.000000	.024100	.022865	34.000000	32.260025	1.739975	1411
1956.000000	.025350	.024031	34.000000	32.225873	1.774127	1341
1957.000000	.030190	.025199	42.000000	35.052109	6.947891	1391
1958.000000	.034920	.026367	35.000000	37.177760	-2.177760	1410
1959.000000	.038260	.027535	44.000000	42.872300	1.127700	1557
1960.000000	.039970	.028703	49.000000	46.929709	2.070291	1635
1961.000000	.040970	.029871	52.000000	50.153705	1.846295	1679
1962.000000	.031080	.031039	56.000000	55.932578	.067422	1802
1963.000000	.033900	.032207	64.000000	60.887111	3.112889	1888
1964.000000	.032170	.033375	67.000000	64.520431	-2.520431	2083
1965.000000	.034190	.034543	73.000000	73.749597	-.749597	2135
1966.000000	.035370	.035711	81.000000	81.778480	-.778480	2290
1967.000000	.038730	.036879	96.000000	91.423331	4.576669	2479
1968.000000	.037730	.038047	101.000000	101.852106	-.852106	2677
1969.000000	.035730	.039215	103.000000	113.057125	-10.057125	2883
1970.000000	.039830	.040383	123.000000	124.702973	-1.702973	3088
1971.000000	.037360	.041551	140.000000	155.691887	-15.691887	3747
1972.000000	.042270	.042719	147.000000	148.576918	-1.576918	3478
1973.000000	.043740	.043887	132.000000	132.451141	-.451141	3018
1974.000000	.042980	.045055	130.000000	136.291519	-6.291519	3025
1975.000000	.045490	.046223	155.000000	157.481890	-2.481890	3407
1976.000000	.045400	.047391	175.000000	182.692415	-7.692415	3855

<u>pct-relationen</u> bør ændres p.gr.a."revision"af datagrundlaget. Det er formentlig alle bekendt, at én gang offentliggjorte model-data (næsten) aldrig ændres; der skal i hvert fald vægtige argumenter på bordet før en evt. ændring overvejes gennemført. Da dette er et godt princip, og da der i efteråret blev anvendt ikke-autoriserede data, er det - uden ydre pres - skønnet rigtigst at reestimere de tidligere offentliggjorte relationer for pct, jf. EV, 24/10/77.

De i det omtalte notat relevante relationer (2.1) - (2.4) fremstår her i næsten uændret skikkelse, jf. (5)-(8). På modelgruppemødet den 28/10/77, jf LO, 04/11/77, blev relation (2.4) foretrukket. Denne svarer til hosstående relation (8).Jf også fig 1.

(5) $$Dpct = -0.2364 + 1.0500\ Dpmt$$
$$(.2821) \quad (.0593)$$
$$(-.8382) \quad (17.692)$$

n = 1953 - 1969 s = 0.6409 R^2 = .9543

DW = 1.4351 MAE(70-76)= .6495 RMSE(70-76)=.7573

(6) $$Dpct = .1860 + .9764\ Dpmt$$
$$(.1907) \quad (.0389)$$
$$(.9750) \quad (25.081)$$

n = 1954-69 s = 0.3909 R^2 = .9782

DW = 2.2793 MAE(70-76)= .2357 RMSE(70-76)= .2851

(7) Dpct = 1.0085 Dpmt
(0.0324)
(31.1276)

n = 1953 - 1969 s = 0.6349

MAE(70-76)= .1486 RMSE(70-76)=.1724

(8) Dpct = 1.0090 Dpmt
(0.0199)
(50.670)

n = 1954 - 1969 s = 0.3903

MAE(70-76)= .1580 RMSE(70-76)= .1834

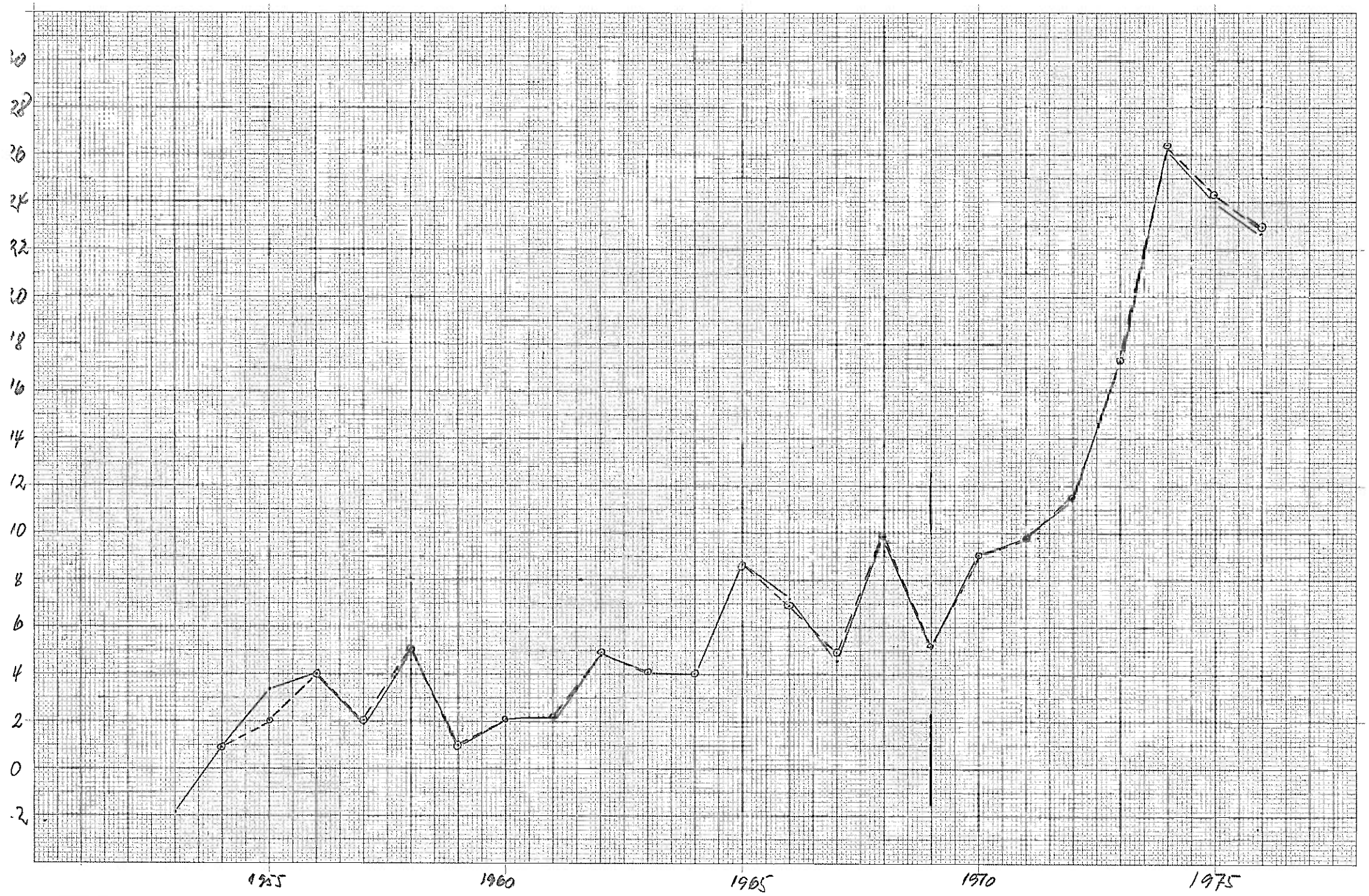
Bilag.	-Ct	fCt	pct	-Mt	fMt	pmt
48	162	210	77.14	172	212	81.13
49	237	303	78.22	252	300	84.00
1950	299	359	83.29	316	381	82.94
51	316	328	96.34	321	349	91.98
52	361	370	97.57	384	396	96.97
53	439	459	95.64	465	479	97.08
54	452	468	96.58	487	497	97.99
55	488	488	100.00	522	522	100.00
56	541	520	104.04	576	554	103.97
57	610	576	105.90	655	618	105.99
58	626	564	110.99	665	599	111.02
59	724	646	112.07	773	690	112.03
1960	777	681	114.10	833	730	114.11
61	913	786	116.16	973	838	116.11
62	1068	883	120.95	1136	939	120.98
63	1135	908	125.00	1215	972	125.00
64	1249	968	129.03	1335	1035	128.99
65	1440	1046	137.67	1540	1119	137.62
66	1604	1107	144.90	1717	1188	144.53
67	1918	1284	149.38	2062	1380	149.42
68	2068	1299	159.20	2229	1400	159.21
69	2245	1366	164.35	2415	1469	164.40
1970	2441	1407	173.49	2654	1530	173.46
71	2728	1489	183.21	2984	1629	183.18
72	3048	1566	194.64	3334	1713	194.63
73	3528	1665	211.89	3807	1797	211.85
74	3781	1575	240.06	4092	1705	240.00
75	4354	1636	266.14	4766	1791	266.11
76	5188	1796	288.86	5694	1971	288.89

De i notatet af 24. oktober 1977 benyttede data for 1964 for fCt og fMt var henholdsvis 954 og 1018, hvorved pct og pmt antog værdierne 130.92 og 131.14. For ikke at skulle ændre i databanken er det besluttet at anvende de i ovenstående tabel anførte værdier.

(171.4)

Dpct = 1.009 Dpmt.

Fig 1.



Bilag.	-Ct	fCt	pct	-Mt	fMt	pmt
48	162	210	77.14	172	212	81.13
49	237	303	78.22	252	300	84.00
1950	299	359	83.29	316	381	82.94
51	316	328	96.34	321	349	91.98
52	361	370	97.57	384	396	96.97
53	439	459	95.64	465	479	97.08
54	452	468	96.58	487	497	97.99
55	488	488	100.00	522	522	100.00
56	541	520	104.04	576	554	103.97
57	610	576	105.90	655	618	105.99
58	626	564	110.99	665	599	111.02
59	724	646	112.07	773	690	112.03
1960	777	681	114.10	833	730	114.11
61	913	786	116.16	973	838	116.11
62	1068	883	120.95	1136	939	120.98
63	1135	908	125.00	1215	972	125.00
64	1249	968	129.03	1335	1035	128.99
65	1440	1046	137.67	1540	1119	137.62
66	1604	1107	144.90	1717	1188	144.53
67	1918	1284	149.38	2062	1380	149.42
68	2068	1299	159.20	2229	1400	159.21
69	2245	1366	164.35	2415	1469	164.40
1970	2441	1407	173.49	2654	1530	173.46
71	2728	1489	183.21	2984	1629	183.18
72	3048	1566	194.64	3334	1713	194.63
73	3528	1665	211.89	3807	1797	211.85
74	3781	1575	240.06	4092	1705	240.00
75	4354	1636	266.14	4766	1791	266.11
76	5188	1796	288.86	5694	1971	288.89

De i notatet af 24. oktober 1977 benyttede data for 1964 for fCt og fMt var henholdsvis 954 og 1018, hvorved pct og pmt antog værdierne 130.92 og 131.14. For ikke at skulle ændre i databanken er det besluttet at anvende de i ovenstående tabel anførte værdier.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
24. januar 1978

Prissammenbindingsrelationer på basis af input-output oplysninger for 1966.

I ADAM sker det mængdemæssige samspil mellem på den ene side efterspørgselen - fordelt på diverse komponenter - og på den anden side produktion og import ved hjælp af såkaldte mængdesammenbindingskoefficienter eller -relationer. Ved hjælp af disse forsøges der for en given endelig efterspørgsel fordelt på kategorier fastlagt , hvor stor en produktion respektive import, der må tilvejebringes for at tilfredsstille den pågældende efterspørgsel.

En delvis analog beskrivelse af prisdannelsen kunne tænkes anvendt. Hvis man havde kendskab til, hvorledes inputstrukturen var i en bestemt efterspørgselskomponent, og kendskab til prisudviklingen på de indenlandske sektorleverancer og den import, der "må til" for at tilvejebringe den pågældende leverance, kunne man tænke sig, at efterspørgselskomponenternes prisdeflatorer kunne bestemmes ved at addere priser gange mængde for de leverancer, der indgår i den pågældende efterspørgselskomponent.

Ligesom for de mængdemæssige sammenbindingsrelationers vedkommende kan der ved specificeringen af prissammenbindingsrelationerne tænkes anvendt en fremgangsmåde, der tager udgangspunkt i input-output oplysninger, jf. "En model", p. 173. I "En model", kap. 6 er der forsøgt beregnet mængdesammenbindingsrelationer både ved anvendelse af I-O oplysninger (på basis af 1953 tabellen) og ved direkte estimation. For prisernes vedkommende har anstrengelserne begrænset sig til estimationsberegninger. Basispriserne på efterspørgselskomponenterne er således enten opfattet som eksogene eller bestemt ved estimerede relationer med diverse indenlandske sektorpriser og importpriser samt et lønudtryk[1] som regressore

En af begrundelserne for i første omgang at anvende denne fremgangsmåde for prisernes vedkommende har været, at det med udgangs-

1) Der er en enkelt undtagelse herfra, idet basisprisen på forbr. af egne transportmidler også indeholder den laggede værdi af den pågældende efterspørgselskomponent i faste priser.

punkt i I-O oplysningerne for 1953 ikke ville være muligt at bestemme prissammenbindingsrelationer for alle modellens efterspørgselskomponenter (komponenter af det private og offentlige forbrug samt faste investeringer). En anden begrundelse har været, at der, hvis de fremkomne resultater skulle kunne bruges til at beregne prisserier for efterspørgselskomponenterne, måtte der eksistere en mere fuldstændig specifikation af de indenlandske produktionssektorer; der måtte specielt eksistere en brugbar relation til bestemmelse af sektorprisen i Øvrige erhverv, eftersom denne sektor i vid udstrækning har leverancer til modellens efterspørgselskomponenter. Et tredje forhold af betydning er knyttet til importen. Da I-O tabellen ikke direkte angiver noget om importens fordeling på underkategorier af varer, er det ikke uden videre muligt at forklare prisudviklingen med anvendelse af prisindeks for forskellige importkomponenter.
Skal sådanne importprisindeks anvendes, må der foretages en mere eller mindre på skøn baseret fordeling af den samlede import til endelig anvendelse.[1)]

Eftersom der kan forventes snarest at foreligge en indtil videre brugbar relation til forklaring af pq, jf. EA okt. 1977 og EV 2. dec.77,24/01/' synes det at være et forsøg værd at prøve at bestemme prissammenbindingsrelationer på basis af den i forhold til 1953-tabellen mere detaljerede 1966-I/O-tabel. Såfremt resultatet skulle vise sig hæderligt, er det værd at overveje, om de nuværende estimerede relationer for de enkelte endogene efterspørgselskomponenter bør erstattes med et sådant system af prisrelationer.[2)]

Dispositionen for det følgende er i korthed: I afsnit II opstilles prissammenbindingskoefficienter på basis af den aggregerede 1966-tabel, og i III foretages beregninger af basisprisen for forskellige efterspørgselskomponenter. Disse beregnede værdier skal endelig sammenlignes med de faktisk observerede og resultaterne kommenteres. Sammenligningen skal også knytte en forbindelse til residualerne for årene efter 1970 med de nuværende estimerede prissammenbindingsrel. I IV skal forskellige forslag til forbedring af relationerne diskuteres.

1) I tabel III i SU nr. 31 vises en fordeling på varegr. af den samlede import til den enkelte efterspørgselskomponent. Denne fordeling danner udgangspunkt for de i det følgende foretagne skøn over importen fordelt på varer. Jf. også afsnit IV p. 13.
2) Det, der bestemmes, er i praksis ikke markedspriserne pcx, men basispriserne bcx. På højre side af ligningen til bestemmelse af basisprisen indgår en produktsum af prissammenbindingskoefficienter og sektorprisdeflatorer svarende til den pågældende leverance. Der er imidlertid i denne fremgangsmåde ikke nogen principiel forskel mellem at bestemme markedsprisen eller basisprisen eftersom afgiftssatserne indgår med koefficienten +1. (fuld. overv

II Opstilling af prissammenbindingsrelationer.

Udgangspunktet for beregningen af prissammenbindingsrelationerne er oplysninger om sammensætningen af leverancerne fra de indenlandske produktionssektorer og importen til endelig anvendelse, belyved I/O-tabellen for 1966. Af særlig relevans for det følgende er dog især den aggregerede version af 1966-tabellen, som er konstrueret af Ellen Andersen og Bent Thage, til brug for ADAM, jf. gult memo nr. 29 fra Cykelafdelingen, dateret august 1974.

Princippet i beregningerne er følgende: Først opstilles for basisåret 1966 en tabel, hvori fx forspalten viser en opdeling af tilgangen af varer og tjenester til endelig anvendelse (anbragt i tabellens hoved) med en aggregering, der svarer til den i ADAM anvendte. Tabellen kan se ud som vist nedenfor, jf. tabel 1a. Det bemærkes, at der kræves kendskab til det afgiftsprovenu, der er"lagt på" de enkelte anvendelseskategorier. Af tabellen bemærkes, at der ikke er foretaget nogen opdeling på varer af den import, der tilgår en bestemt efterspørgselskategori. Den import, der tilskrives en sådan, kan således bestå af flere forskellige varekategorier, for hvilke prisudviklingen kan være forskellig, jf. senere.

Ud fra en sådan tabels værdier beregnes dernæst en tabel af koefficienter, hvori en række for en vilkårlig efterspørgselskomponent angiver de andele af komponentens samlede tilgang, der leveres af de enkelte indenlandske ADAM-sektorer og importen,[1] jf. tabel 2a. Rækkesummen i tabellen bliver derfor 1, jf. rækkerne refererende til 1966 (markeret 66).

Kaldes basisprisen for en vilkårlig efterspørgselskomponent X for bcx, og kaldes den andel, som tilgangen fra de enkelte produktionssektorer udgør af den samlede tilgang, regnet netto for afgifter, for a'_{xi}, kan vi opskrive følgende udtryk:

(1) $$\sum_i a'_{xi} = 1$$

(2) $$bcx'(1955) = \sum_i a'_{xi} * pi(1955)/pi(1966)$$

(3) $$bcx = \sum_i (a_{xi} * pi) = \sum_i pi * (bcx(1955)/bcx'(1955))$$, idet

1) Der er i denne tabel skønsmæssigt foretaget en opdeling af den samlede import af varer, jf. fodnote 1) p. 2.

bcx,bix: betegner basispris (= pcx-tx) på efterspørgselskomponent X
pcx,pix: betegner prisdeflator for efterspørgselskomponent X
tx : betegner makroafgiftssats på komponent X
pi : betegner sektorpris, eller importpris, indeks 1955 = 100
a'_{xi} : andel af endelig efterspørgsel til X regnet netto for afgifter leveret af sektor nr. i, for 1966.
i : indeks gennemløbende de indenlandske produktionssektorer og importen. i = ea , nc,ni,b,q,o,mr,mc,me,mi og mq. Prisen på leverancer fra landbruget (A) approksimeres ved et eksportprisindeks for landbrugsprodukter, pea; prisen på leverancer fra offentlige ydelser approksimeres ved et lønindeks- :Ilnaha = lna * Ha / Ilnaha(1966).
a_{xi} : prissammenbindingskoefficienter, basis 1955, beregnet.

En grundlæggende antagelse i det følgende er, at sammensætningen af tilgangen udtrykt i mængder er konstant over årene. Da 66-koefficienterne angiver fordelingen af tilgangen i 1966-priser, vil vi med et sådant postulat kunne få den mængdemæssige fordeling frem ved at dividere a'_{xi}- erne med pi-værdien i 1966. Summen af de fremkomne koefficienter udtrykker da, hvad basisprisen ville have været i 1955, såfremt mængdefordelingen havde været konstant, jf. (2). Disse deflaterede koefficienter kan imidlertid ikke opfattes som prissammenbindingskoefficienter, idet der må ske en skalering af koefficienterne, så de genererer den faktisk observerede basispris i 1955. Denne korrektion er foretaget ved at anvende en opgangningsfaktor lig forholdet mellem den observerede basispris og den ovenfor beregnede, jf. yderste kolonne i tabel 2a,og (3). De derved fremkomne koefficienter vil blive opfattet som indtil videre brugbare udtryk for prissammenbindingskoefficienterne, jf. 55-rækkerne i tabel 2b.

Bag de beregnede koefficienter ligger der således en række implicitte antagelser . Der tages således udgangspunkt i et enkelt års observationer. Specielle forhold kunne tænkes at have gjort sig gældende netop i dette år. Kendskab til ensartede I-O oplysninger for flere år vil derfor være ønskeligt. Endvidere kan de beregnede "mængde"koefficienter for 1955 være påvirket af en evt. tilfældig prisudvikling i basisåret 1966.
Man kan endvidere være skeptisk m.h.t. det rimelige i at antage en konstant fordeling gennem en længere periode. Det vil således næppe være urimeligt at forvente, at en stærkere prisstigning på

indenlandsk producerede varer i forhold til tilsvarende udenlandsk producerede vil føre til, at den mængdemæssige andel for importen vil vokse på bekostning af den tilsvarende indenlandske komponent.

Indtil videre vil vi imidlertid se bort fra disse forhold og vil i næste afsnit se på, hvorledes fremskrivningen af prisserierne falder ud. Den berørte periode afgrænses til 1950 - 76.

III Beregninger af basispriser ud fra de opstillede prissammenbindingskoefficienter og sammenligning med de observerede.

Den bedste måde at få et indtryk af kvaliteten af de opstillede sammenbindingskoefficienter er nok ved at se på, hvorledes den observerede basispris i en nærmere afgrænset periode bliver beskrevet med anvendelse af den værdi, der fås ved at gange ovenstående sammenbindingskoefficienter med prisindeksene og sammenlægge de derved fremkomne led, jf. (3). Undersøgelsen foretages med de variable udtrykt i årlige ændringer for derved at eliminere trenden i serierne.

Et rimeligt resultat vil da være karakteriseret ved "passende" små afvigelser mellem den observerede og den beregnede basispris, og ved at der ikke viser sig nogen tydelig eller systematisk tendens til, at de beregnede værdier alle er større (eller mindre) end de observerede. Skulle der vise sig en systematisk tendens til positive eller negative residualer, må det give anledning til at overveje ændringer i specifikationen. Ad hoc ændringer i koefficienterne kunne evt. komme på tale. Der vil dog vise sig en række problemer med at opstille principper for, hvorledes koefficienterne evt. bør ændres. Uden sådanne principper vil gennemskueligheden og den lethed, hvormed korrektionen kan gennemføres, blive formindskede.
Til at sammenligne udviklingen i den observerede basispris og den ved hjælp af sammenbindingskoefficienterne beregnede, Dbcxh, benyttes TSP-programmet ACTFIT. Dette program udskriver bl.a. korrelationskoefficienten mellem de to serier, samt RMSE, MAE og ME. Endvidere udskrives regressionskoefficienten (hældningskoefficienten) fra en lineær regression med de beregnede værdier som regressor. Endelig udskrives forskellige opspaltninger af den beregnede MSE ($=RMSE^2$). Derved skulle fås et indtryk af om der er forskellig middelværdi og standardafvigelse i de to serier, eller om variansen er forskellig fra 1, jf. TSP-manual p. X.8.

Nedenfor er foruden disse statistiske mål vist de observerede og beregnede serier samt differensen mellem dem, jf. tabel 3-1 til 3-

Tabel 1a. B- matrice for året 1966 - baseret på I-O-tabellen for 1966 - aggregeret.
(Enhed: mill. 1966 kr.)

Leverende sektorer		Efterspørgselskomponenter										
		Cf	Ci	Ce	Cv	Cb	Ck	Cs	Co	Ib	Ip	Io
(1)	A	3559	225	5	7	-	-	30	92	-	-	-
(2)	NC	2409	3538	114	1255	33	-	15	519	-	279	-
(3)	NI	11	21	11	710	188	-	-	15	-	3084	357
(4)	B	-	-	-	-	-	-	-	106	2985	3455	4760
(5)	Q	3531	3589	959	2094	1417	2170	3841	2350	-	3798	180
(6)	O	-	-	-	-	-	-	116	9738	-	-	-
(7)	M	962	1348	368	1206	684	53	28	502	-	2901	290
(8)	Skatter	375	4874	-	581	1119	-35	259	27	-	807	253
(9)	Ialt	10847	13595	1457	5853	3441	2188	4289	13349	2985	14324	5840
(10)	Ialt - skatter	10472	8721	1457	5272	2322	2223	4030	13322	2985	13517	5587

Anm.: Vedr. kilde se appendiks.

Sektorpriser og importpriser

Basispriser	pea	pnc	pni	pb	pq	po/Ilnaha	pmr	pmc	pme	pmi	pmq	Summa	korrektionsfaktor.
66	.340	.230	.001		.337			.092				1.000	
bcf'55	.293	.168			.207			.090				.758	1.25329
66	.026	.406	.002		.412		.072	.079	.003			1.000	
bci'55	.022	.297			.253		.080	.078				.730	1.0164
66	.003	.078	.008		.658		.001	.036	.216			1.000	
bce'55	.	.057	.		.405			.035	.266			.763	1.3028
66	.001	.238	.135		.397		.080	.104		.043		1.000	
bcv'55		.174	.111		.244		.089	.102		.034		.754	1.0066
66		.014	.081		.610		.022			.274		1.000	
bcb'55		.010	.066		.375		.024			.218		.693	1.0519
66					.976						.274	1.000	
bck'55					.600						.018	.618	1.6214
66	.007	.004			.953	.029					.007	1.000	
bcs'55					.586	.012					.005	.603	1.48093
66	.007	.039	.001	.008	.176	.731	.013	.010	.010	.005		1.000	
pco'55		.029		.005	.108	.326	.014	.010	.012	.004		.504	1.98413
66				1.000								1.000	
bib'55				.607								.607	1.64745
66		.021	.228	.255	.281					.215		1.000	
bip,55		.015	.187	.155	.173					.171		.701	1.38944
66			.064	.852	.032					.052		1.000	
bio'55			.052	.517	.020					.041		.630	1.58731

Tabel 2b Prissammenbindingskoefficienter for 1955. (Kilde, se appendiks)

Basispriser		Sektorpriser og importpriser pea	pnc	pni	pb	pq	po/ Ilnaha	pmr	pmc	pme	pmi	pmq	Summa
	66	.340	.230	.001		.337			.092				1.000
bcf	55	.367	.211			.259			.113				.950
	66	.026	.407	.002		.412		.072	.079	.003			1.000
bci	55	.023	.302			.257		.081	.079				.742
	66	.003	.078	.008		.658		.001	.036	.216			1.000
bce	55		.074			.528			.045	.347			.994
	66	.001	.238	.135		.397		.080	.104		.043		1.000
bcv	55		.214	.136		.299		.109	.125		.042		.925
	66		.014	.081		.610		.026			.267		1.000
bcb	55		.011	.069		.394		.025			.230		.729
	66					.976						.024	1.000
bck	55					.973						.029	1.002
	66	.007	.004			.953	.029					.007	1.000
bcs	55					.868	.018					.007	.893
	66	.007	.039	.001	.008	.176	.731	.013	.010	.010	.005		1.000
pco	55		.058		.010	.215	.647	.028	.020	.024			1.000
	66				1.000								1.000
bib	55				1.000								1.000
	66		.021	.228	.255	.281					.215		1.000
bip	55		.021	.260	.215	.240					.238		.974
	66			.064	.852	.032					.052		1.000
bio	55			.083	.820	.032					.065		1.000

1) Tabel 3 -1

Dbcf

	Observ. A	Beregn. P	Diff A-P
1950	8.970	2.998	5.97
1951	5.850	10.85	-5.00
1952	4.580	2.359	2.22
1953	1.200	-4.115	5.32
1954	1.980	.1858-01	1.96
1955	3.170	1.982	1.19
1956	2.420	3.378	-.958
1957	-3.080	-.5960	-2.45
1958	.4000-01	-1.668	1.71
1959	4.630	3.704	.926
1960	2.830	1.418	1.41
1961	2.740	.3248	2.42
1962	6.687	3.731	2.96
1963	7.738	4.755	2.98
1964	4.338	5.360	-1.02
1965	8.510	2.559	5.95
1966	6.139	7.129	-.990
1967	1.838	.4546	1.38
1968	7.259	.1234	7.14
1969	5.888	5.079	.809
1970	14.08	9.433	5.45
1971	11.11	6.091	5.02
1972	11.27	8.816	2.45
1973	20.72	22.18	-1.46
1974	32.94	25.24	7.70
1975	24.16	20.31	3.85
1976	26.80	15.70	11.1

r_{AP} = .9169
RMSE = 4.245
MAE = 3.401
ME = 2.518
b = 1.075

U_5 = .2006
U_M = .3518
U_S = .0859
U_C = .5622
U_R = .0163
U_D = .6319

Dbci

	Observ. A	Beregn. P	Diff A - P
1950	8.180	5.480	2.70
1951	7.920	12.05	-4.13
1952	-3.730	-7.611	-2.95
1953	-2.110	-3.425	1.32
1954	-.4900	-.4917	.171-02
1955	.9000	1.667	-.767
1956	1.330	2.974	-1.59
1957	2.590	1.853	.777
1958	-.6500	-.4318	-.218
1959	-.2200	.9984	-1.22
1960	2.160	2.375	-.215
1961	3.100	1.949	1.15
1962	3.589	3.022	.568
1963	.6596	2.733	-2.07
1964	4.138	3.190	.949
1965	.3289	4.065	-3.74
1966	4.622	4.142	.479
1967	4.433	2.176	2.26
1968	2.759	1.516	1.24
1969	3.099	2.442	.658
1970	1.143	7.691	-6.55
1971	1.909	5.409	-3.50
1972	3.570	5.168	-1.60
1973	11.35	14.51	-3.16
1974	24.16	25.02	-.856
1975	11.97	12.93	-.957
1976	8.504	12.38	-3.87

r_{AP} = .928
RMSE = 2.376
MAE = 1.832
ME = -0.938
b = 0.860

U_5 = .166
U^M = .156
U^S = .032
U^C = .812
U^R = .119
U^D = .725

Dbce

	Observ. A	Beregn. P	Diff A - P
1950	.7500	6.670	-5.92
1951	12.93	16.47	-3.54
1952	8.380	.1698	8.21
1953	-10.588	-5.316	-4.96
1954	-4.420	-1.548	-2.87
1955	6.390	4.727	1.66
1956	12.57	9.348	3.22
1957	3.420	5.931	-2.51
1958	-12.34	-8.464	-3.88
1959	-6.090	-1.790	-4.30
1960	-2.900	-.7805	-2.12
1961	.1200	2.796	-2.68
1962	-1.049	3.841	-4.89
1963	3.635	4.144	-.509
1964	-2.495	4.191	-6.68
1965	3.072	4.762	-1.69
1966	3.441	5.293	-1.86
1967	.7446	6.847	-6.10
1968	2.799	6.979	-4.18
1969	1.714	-.9625-01	1.81
1970	11.58	8.122	3.45
1971	15.09	16.53	-1.44
1972	-1.840	2.670	-4.51
1973	17.17	23.64	-6.47
1974	87.53	92.84	-5.30
1975	13.92	16.61	-2.69
1976	20.28	20.50	-.216

r_{AP} = .982
RMSE = 4.115
MAE = 3.617
ME = -2.257
b = .966

U_5 = .105
U^M = .301
U^S = .0046
U^C = .695
U^R = .021
U^D = .678

Dbcb

	Observ. A	Beregn. P	Diff A - P
1950	3.460	3.311	.149
1951	4.780	5.651	-.871
1952	4.440	5.052	-.612
1953	3.250	1.806	1.44
1954	-9.790	-.2364-01	-9.77
1955	1.730	2.333	-.602
1956	-1.000	2.971	-3.97
1957	3.730	2.566	1.15
1958	-2.730	-.2717	-2.46
1959	-.7200	.8127	-1.53
1960	-.3800	2.337	-2.71
1961	.5900	3.104	-2.51
1962	1.400	3.784	-2.38
1963	2.064	3.408	-1.34
1964	.1513	3.551	-3.40
1965	7.955	4.746	3.11
1966	.2836	5.255	-4.97
1967	7.288	4.369	2.92
1968	7.295	5.310	2.09
1969	-4.885	3.129	-8.01
1970	7.583	7.780	-.197
1971	2.915	8.112	-5.20
1972	7.651	7.436	.215
1973	-2.965	11.62	-14.6
1974	47.68	22.54	25.1
1975	-2.041	19.61	-21.6
1976	-13.08	13.22	-26.3

r_{AP} = .494
RMSE = 9.231
MAE = 5.529
ME = -2.847
b = .936

U_5 = .505
U^M = .095
U^S = .267
U^C = .638
U^R = .0013
U^D .904

1) Tabel 3 -2

Dbcv

	Observ. A	Beregn. P	Diff A-P
1950	2.370	6.567	-4.20
1951	7.900	14.53	-6.63
1952	-2.230	.6339	-2.86
1953	3.670	-4.077	7.75
1954	-.3900	-.3839	-.610-02
1955	.8700	2.252	-1.38
1956	1.810	3.493	-1.68
1957	2.940	2.399	.541
1958	-1.130	-1.018	-.162
1959	.2000	.2846	-.846-01
1960	3.150	2.886	.264
1961	3.170	2.176	.992
1962	.2220	3.378	-3.16
1963	5.159	2.855	2.30
1964	2.110	3.542	-1.43
1965	3.586	5.069	-1.48
1966	6.432	4.697	1.73
1967	4.680	2.788	1.91
1968	3.696	3.155	.541
1969	1.936	3.783	-1.85
1970	5.037	9.450	-4.41
1971	-.9654	6.544	-7.51
1972	3.312	5.702	-2.39
1973	12.87	15.93	-3.06
1974	26.24	30.69	-4.44
1975	18.26	16.06	2.20
1976	8.920	14.55	-5.63

r_{AP} = .893
RMSE = 3.403
MAE = 2.611
ME = -1.268
b = .769

U_5 = .204
U_M = .139
U_S = .082
U_C = .778
U_R = .227
U_D = .635

Dbck

	Observ. A	Beregn. P	Diff A - P
1950	4.150	6.796	-2.65
1951	2.810	8.205	-5.39
1952	5.540	3.462	2.08
1953	2.430	-.3176	2.75
1954	1.630	.9537	.676
1955	7.510	4.439	3.07
1956	2.190	5.972	-3.78
1957	7.840	3.354	4.49
1958	-.1700	.1749	-.345
1959	1.840	2.525	-.685
1960	7.290	3.053	4.24
1961	.2700	5.801	-5.53
1962	9.521	7.266	2.26
1963	8.493	5.692	2.80
1964	6.216	6.656	-.441
1965	9.461	10.66	-1.20
1966	8.956	10.61	-1.65
1967	8.237	8.935	-.984-01
1968	7.385	6.175	1.21
1969	8.906	5.199	3.71
1970	9.326	9.683	-.358
1971	5.910	11.32	-5.41
1972	15.78	13.20	2.58
1973	18.00	19.70	-1.70
1974	28.45	35.75	-7.30
1975	25.01	28.62	-3.61
1976	12.85	19.91	-7.06

r_{AP} = .9133
RMSE = 3.490
MAE = 2.854
ME = -0.6424
b = .7487

U_5 = .1520
U^M = .0339
U^S = .1795
U^C = .7866
U^R = .3492
U^D = .6169

Dbcs

	Observ. A	Beregn. P	Diff A - P
1950	3.180	5.954	-2.77
1951	7.050	7.180	-.130
1952	4.600	3.099	1.50
1953	1.700	-.1648	1.89
1954	.1800	1.001	-.821
1955	4.890	3.956	.934
1956	7.840	5.331	2.51
1957	2.150	3.040	-.890
1958	2.350	.2672	1.76
1959	4.950	2.381	2.57
1960	5.080	2.731	2.35
1961	10.51	5.303	5.21
1962	10.52	6.780	3.74
1963	9.739	5.169	4.57
1964	8.333	6.239	2.09
1965	14.53	9.724	4.81
1966	20.06	9.757	10.3
1967	13.24	8.290	4.95
1968	13.52	5.842	7.68
1969	8.903	4.930	3.97
1970	4.566	8.982	-4.40
1971	15.56	11.03	4.53
1972	14.26	12.29	1.98
1973	28.33	18.79	10.0
1974	48.80	33.37	15.4
1975	28.79	27.19	1.60
1976	36.93	18.58	18.3

r_{AP} = .9366
RMSE = 6248
MAE = 4.510
ME = 3.842
b = 1.375

U_5 = .2221
U^M = .3782
U^S = .3361
U^C = .2856
U^R = .216
U^D .406

Dpco

	Observ. A	Beregn. P	Diff A - P
1950	5.450	5.099	.351
1951	7.620	10.09	-2.47
1952	5.700	4.859	.841
1953	1.500	.7745-01	1.42
1954	4.170	2.572	1.60
1955	4.060	4.108	-.475-01
1956	6.610	6.642	-.317-01
1957	2.960	5.436	-2.48
1958	6.380	1.517	4.86
1959	1.990	2.739	-.749
1960	3.180	4.261	-1.08
1961	17.17	10.60	6.57
1962	10.37	10.87	-.504
1963	7.830	9.595	-1.71
1964	10.58	11.09	-.509
1965	22.69	15.91	6.78
1966	16.35	17.29	-.944
1967	15.30	17.34	-2.04
1968	19.59	15.09	4.50
1969	9.470	19.78	-10.3
1970	32.94	26.51	6.43
1971	26.60	33.45	-6.85
1972	38.37	31.63	6.74
1973	50.16	56.37	-6.21
1974	70.70	88.31	-17.6
1975	56.90	68.62	-11.7
1976	28.97	60.25	-31.3

r_{AP} = .945
RMSE = 8.312
MAE = 5.061
ME = -2.091
b = .750

U_5 = .151
U^M = .063
U^S = .309
U^C = .628
U^R = .452
U^D = .485

1/ Tabel 3-3

Dbip

	Observ. A	Beregn. P	Diff A-P
1950	2.990	4.299	-1.31
1951	12.50	9.366	3.13
1952	5.530	7.781	-2.20
1953	-1.640	1.053	-2.69
1954	-1.300	.3445	-1.64
1955	2.650	3.028	-.378
1956	4.320	3.976	.344
1957	3.860	3.364	.496
1958	.1900	-.4420	.632
1959	.9000-01	.6366	-.547
1960	3.110	3.219	-.109
1961	5.980	4.557	1.42
1962	4.023	4.7821	-.759
1963	5.025	4.1661	.859
1964	3.510	4.4151	-.905
1965	8.125	6.587	1.54
1966	5.952	6.315	-.363
1967	5.711	5.978	-.267
1968	7.253	7.452	-.199
1969	3.054	7.006	-3.95
1970	10.01	13.10	-3.09
1971	9.517	9.645	-.328
1972	11.28	9.291	1.99
1973	17.76	20.76	-3.00
1974	47.76	36.46	11.3
1975	35.92	28.55	7.37
1976	13.11	19.76	-6.64

r_{AP} = .9621 U_5 = .1308

RMSE = 3.325 U_M = .00006

MAE = 2.128 U_S = .3839

ME = .0248 U_C = .6161

b = 1.195 U_R = .2492

U_D = .7508

Dbib

	Observ. A	Beregn. P	Diff A - P
1950	5.420	4.640	.780
1951	16.64	15.91	.730
1952	3.700	5.480	-1.78
1953	-3.480	-4.170	.690
1954	1.500	1.240	.260
1955	2.690	2.840	-.150
1956	4.980	4.160	.800-01
1957	3.350	3.970	-.620
1958	-.1100	-.6100	.500
1959	1.210	1.440	-.230
1960	3.340	4.180	-.840
1961	8.210	9.300	-1.09
1962	6.290	6.880	-.590
1963	4.850	6.390	-1.54
1964	7.800	7.040	.760
1965	13.14	11.92	1.22
1966	9.720	10.13	-.410
1967	10.56	12.01	-1.45
1968	12.19	13.82	-1.63
1969	13.99	13.93	.600-01
1970	17.57	18.59	-1.02
1971	12.18	14.84	-2.66
1972	14.89	16.83	-1.94
1973	32.93	40.70	-7.77
1974	54.39	66.78	-12.4
1975	41.45	46.55	-5.10
1976	27.15	32.10	-4.95

r_{AP} = .9958 U_5 = .0858

RMSE = 3.297 U^M = .2146

MAE = 1.898 U^S = .6279

ME = -1.527 U^C = .1574

b = .8289 U^R = .6546

U^D = .1308

Dbio

	Observ. A	Beregn. P	Diff A - P
1950	5.220	4.506	.714
1951	12.51	14.45	-1.94
1952	6.400	6.303	.972-01
1953	-3.080	-2.893	-.187
1954	.7200	1.021	-.301
1955	2.020	2.879	-.859
1956	5.030	4.093	.937
1957	4.970	3.839	1.13
1958	-.9300	-.6093	-.321
1959	1.880	1.145	.735
1960	3.050	3.966	-.916
1961	9.830	8.132	1.70
1962	5.276	6.300	-1.02
1963	3.378	5.802	-2.42
1964	6.361	6.338	.237-01
1965	7.945	10.55	-2.60
1966	10.14	9.084	1.06
1967	13.09	10.49	2.60
1968	10.77	12.38	-1.61
1969	11.51	12.45	-.938
1970	16.41	17.50	-1.09
1971	14.87	13.55	1.32
1972	16.32	14.89	1.43
1973	23.59	36.06	-12.5
1974	47.99	59.76	-11.8
1975	40.88	42.36	-1.49
1976	25.73	29.22	-3.50

r_{AP} = .9808 U_5 = .1037

RMSE = 3.601 U^M = .1062

MAE = 2.044 U^S = .4148

ME = -1.174 U^C = .4790

b = .8175 U^R = .4984

U^D .3954

Enkeltligningsresidualer, jf. tekst.

	Dbci	Dbcv	Dbcb	Dbca	Dbcs	Dpco	Dbip	Dpib	Dbio
71	-.273	-4.544	-5.626	-8.67	-3.14	-13.955	3.864	-1.706	3.185
72	4.600	5.602	5.163	-2.38	2.718	13.875	1.770	3.855	-1.000
73	-3.853	-2.172	-7.920	2.47	-4.888	-8.105	-7.111	9.17	-8.301
74	-3.468	3.333	25.87	-13.48	-10.05	3.970	14.658	5.23	3.035
75	-1.787	-3.362	-36.76	-10.53	-7.47	-16.658	-1.769	-18.19	2.854
76	-3.267	-6.371	-1.44	-21.52	23.35	-9.027	-14.458	3.815	0.529

Som det ses af tabel 3.1 - 3.3 kan resultaterne ikke siges til fulde at opfylde de ovenfor opstillede krav. Flertallet af relationerne afspejler, at der gennemgående skydes for højt, og endvidere er der serier af residualer med samme fortegn. Tilmed synes residualerne at være større (evt. voksende) i 1970'erne. En vurdering af resultatet er dog vanskeligt, uden at have et relevant sammenligningsalternativ.

For at tilvejebringe (en del af)et sådant er der foretaget en sammenstilling af fremskrivningsresidualer med de nu benyttede prissammenbindingsrelationer, jf. H.B-H fejlanalyse med ADAM jul77x. Eftersom nogle af priserne på efterspørgselskomponenter er eksogene i ADAM, fx. bcf og bck, er en sammenligning ikke muligt for disse variable.

Som det ses, må udseendet af de residualer, der fremkommer ved de estimerede relationer siges at være "pænere" end de på I/O tabellen baserede, idet positive/negative residualer synes i højere grad at veksle mellem hinanden. Hvad angår størrelsesordenen af residualerne synes de ikke-estimerede sammenbindingsrelationer ikke at skille sig ud som væsentligt ringere. Målt ved MAE(71-76) og RMSE(71-76) er der stort set"lige"gode" resultater for Dbci,Dbcb,Dbcv og Dbcs's vedkommende, mens residualerne i de ikke-estimerede relationer må siges at være "mindst" for variablene Dbce, Dbip og Dpib. Det omvendte gør sig gældende i de øvrige, Dpco og Dbio.

Ovenstående mål for residualernes størrelse er fortegnsuafhængige, og vi kan derfor ikke ud fra deres størrelse få noget indtryk af hvorledes fortegnet ser ud for residualerne. Det må endvidere bemærkes, at vi selvfølgelig ikke kan vurdere prisrelationernes egenskaber ved alene at betragte residualerne efter estimationsperioden. Konklusionen på denne sammenligning går i retning af at de nye ikke-estimerede prissammenbindingsrelationer ikke synes at være helt umulige, men på den anden side ikke generelt er bedre end de nuværende estimerede relationer, i hvert fald uden for disses estimationsperiode. Spørgsmålet er da om vi evt kan finde frem til et princip for hvorledes det ovenfor skitserede system kan tilpasses, så et bedre resultat måske kunne opnås. Dette spørgsmål skal kort diskuteres i næste afsnit.

Nedenfor skal en række kommentarer gives til prissammenbindingsrelationerne generelt og til enkelte relationer specielt. Indledningsvis skal gøres en bemærkning om karakteren af de skøn, der er udvist ved fastlæggelsen af sammenbindingskoefficienterne.

Skønnene over den del af den samlede import, som i basisåret (1966) er tilgået de enkelte forbrugskomponenter baseres som tidligere anført på de i I/O-tabellen (tabel III) anførte fordelinger af den samlede import fordelt på varegrupper. Desværre anføres varegruppenumrene ikke, og en opdeling af importen på de underkomponenter, som benyttes i ADAM, dvs. fMr, fMc,fMe,fMi og fMq (eller den tilsvarende for prisernes vedkommende) er derfor ikke mulig uden et væsentligt element af skøn. Som et eksempel på hvorledes princippet i den foretagne fordeling har været, kan vi betragte forbrugsgruppe 411 (møbler, tæpper m.v.), som i ADAM -forbrugsopdelingen er indeholdt i -Cv. Af I/O-tabellen p. 485 fremgår det bl.a., at af den samlede tilgang af udgjorde importen varer, som mere eller mindre korresponderer med leverancer fra produktionssektoren 2310 (spinderier, væverier, m.v.) 131,7 mill kr. Der er derfor gjort den antagelse, at denne leverance i hovedsagen udgøres af gulvtæpper, som i opgørelsen over importen (i SITC) posteres under kapitel 65. Kapitel 65 er i den opdeling af importen, som er brugt til at definere den underopdeling af importen på komponenter, som er anført ovenfor, jf. Stat. Tiårsoversigt 1966, tabel XIV, E, p. 41,anført under løbenr. 17. Af den samlede import til -Cv på 1206 mill kr. antages således de 131,7 mill kr. at være af typen "råstoffer ", -Mr. Analogt er den import på 61.8 mill, der står anført ud for sektor 2600, møbelindustri, skønnet at være import af møbler, der, da møbler posteres under løbenr. 24, henføres til importen af forbrugsvarer, -Mc. I de tilfælde, hvor der kun vanskeligt kan skønnes over varegruppernes indhold, vil de anførte importandele kunne være upålidelige. En forbedring af relationerne ville således formentlig kunne fås, hvis importens sammensætning på varegrupper var bedre belyst.

Et andet problem knytter sig til de anvendte prisindeks. Det benyttede prisindeks for leverancer fra landbrugssektoren er et eksportprisindeks, som derfor formentlig udviser større svingninger end et prisindeks for leverancer til hjemmemarkedet vil gøre.

Sektorprisen pq må ligeledes formodes i visse situationer at være

dubiøs. Specielt i det tilfælde, hvor leverancerne fra Øvrige erhverv i høj grad består af leverancer fra el-gas-og varmeværker, som f.eks. ved bce. Da pq er defineret som bruttofaktorindkomstdeflatoren, hvis udvikling heller ikke er sammenfaldende med udviklingen i bruttofaktorindkomstdeflatoren for ovennævnte erhverv alene, jf. fig.1, ligger der formentlig i denne inhomogene sektor en kilde til fejlskøn af prisudviklingen.[1)]

En anden fejlkilde ligger uden tvivl i det anvendte lønindeks, Ilnaha, som udtryk for sektorprisen i den offentlige sektor. Der er således næppe tvivl om at dette indeks er med til at fremkalde den overvurdering af bl.a. pco, som fremgår af tabellen.

IV Forslag til korrektion af sammenbindingskoefficienterne.

Et forsøg på umiddelbart at korrigere de oprindeligt beregnede prissammenbindingskoefficienter synes ikke at være nogen farbar vej, eftersom der mangler principper for (og blot antydning af) hvilke koefficienter (og med hvor meget), der bør ændres. Der bliver enten tale om rene ad hoc-tilpasninger uden noget grundlag i foreliggende oplysninger eller korrektioner som følge af deflatering med andre (på forhånd antagne mere tilforladelige) prisindeks. Denne metode skal derfor opgives.

Et andet - endnu ikke afsluttet forsøg på at korrigere koefficienterne mere systematisk har været forsøgt. Udgangspunktet har samtidig været et ønske om at slække på konstansen af de én gang fastlagte koefficienter over den betragtede periode. Der kan specielt udtrykkes skepsis m.h.t. det holdbare i at antage, at koefficienterne for andelen af inden- og udenlandske leverancer er konstante, især hvis den indenlandske prisudvikling og udviklingen i prisen på (tilsvarende) importerede varer er forskellig. Hvis man tænkte sig, at den indenlandske prisudvikling løb hastigere end prisudviklingen på tilsvarende udenlandsk producerede varer, og disse kunne forventes at konkurrere med indenlandsk producerede varer, vil en rimelig forhåndsformodning være, at den mængdemæssige fordeling af inden- og udenlandsk producerede varer og tjenester forskydes i retning af flere importerede varer og dermed større vægt til disse. En korrektion skulle således føre til at den

---

1) Et andet eksempel med "modsat" fortegn er bcs, hvor prissammenbindingsrelationen tenderer at undervurdere prisudviklingen. Det er imidlertid ikke behageligt at skulle ændre definitionen af pq på nuværende tidspunkt.

beregnede basispris blev lavere.

Et forsøg i den retning har været gjort. For at kunne angive noget om ændringen i vægtfordelingen er der beregnet, hvor stor en andel den samlede import udgør af den samlede tilgang af varer og tjenester, dvs. kvoten fM/(fM + fY) (og fY/(fM +fY)) Denne er omdannet til indeks med basis i 1955. Nye prissammenbindingskoefficienter dannes nu ved at gange de tidligere beskrevne koefficienter med indeksværdien af kvoten for året forud.[1] Ikke alle indenlandske (og udenlandske) koefficienter ganges på med disse indeks. Kun de, der repræsenterer varer og tjenester for hvilke der må formodes at gøre sig (pris)konkurrence gældende, er ændret.[2] Summen af de derefter fremkomne koefficienter er nu ikke længere konstant og lig 1 minus afgiftssatsen; der er dog ikke de store svingninger i værdien over årene.

Den ovenfor beskrevne ændring i fremgangsmåden synes ikke at give anledning til større forbedringer i resultaterne. Der gør sig således stadig væsentlige over- og undervurderinger gældende. Der kunne evt. anvendes et vejet gennemsnit af markedsandelene i stedet for de et år forud gældende. Dette ville også gøre koefficienternes sum mindre udsat for svingninger. Forslaget er dog ikke gennemprøvet.

Et helt andet forslag til definition af prissammenbindingsrelationer går ud på at vende delvis tilbage til estimationsberegninger, idet man dog undlader at lade disse estimationer ske "frit". Med a priori kendskab til I/O-koefficienterne kunne man lade nogle koefficienterne til priserne binde fuldstændig til a priori værdien eller lade dem binde mindre stærkt, idet vi tillader værdien at svinge omkring den fastsatte værdi (mixed estimation). Et skøn over spredning og indbyrdes korrelation af regressorernes koefficient kræves da, jf. AMC's program til mixed estimation a la Theil. Problemet med denne fremgangsmåde er gemt i mangel på information om størrelsen af disse spredningsmål og korrelationsmål samt om hvor mange koefficienter, der bør bindes-og hvis ikke alle da hvilke. Et andet pro-

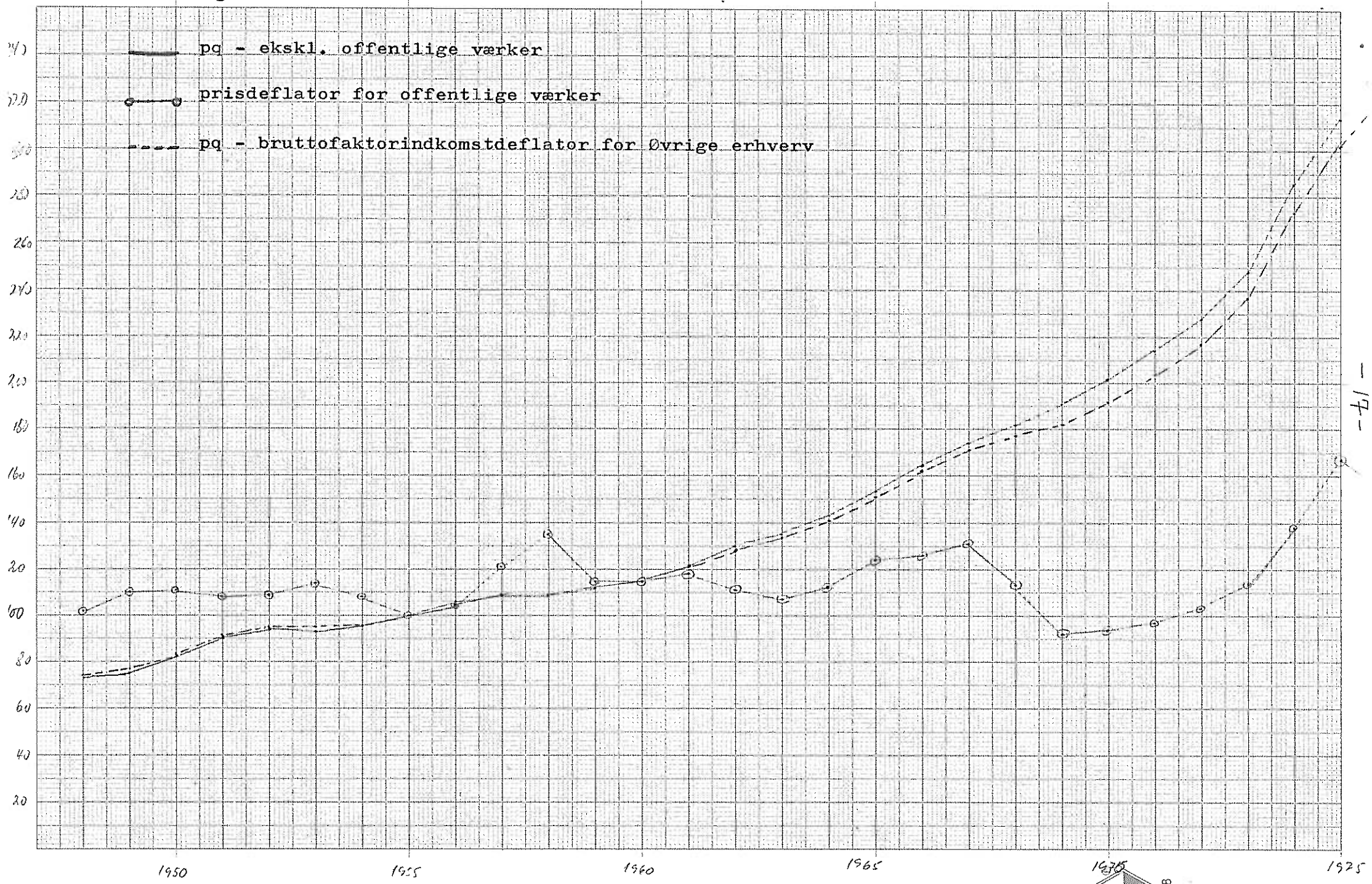
1) "Indenlandske" sammenbindingskoefficienter ganges med fY/(fM + fY mens "importkoefficienterne" ganges med fM/(fM + fY).

2) Således kun pnc, pni, pmc, pmr og pmi.

blem er om relationerne bør estimeres i niveau eller i ændringer.

Noget resultat af disse overvejelser foreligger endnu ikke. Et indledende forsøg er gjort med alle indbyrdes korrelationskoefficienter sat til nul. Dette er imidlertid en forenkling, der næppe er holdbar-skønt behagelig. Grunden hertil er, at sammenbindingskoefficienterne bør summere til en bestemt værdi. Hvis den værdi vi - ud fra I/O studier - tillægger f.eks. pq-variablen i bck-relationen skulle være et i forhold til den "sande" værdi for højt gæt, må vi omvendt have, at koefficienten til pmq må være mindre end den sande værdi, hvis vi stadig skal have opfyldt begrænsningen på summen af parametrene. Til høje værdier af koefficienten til pq må der således i gennemsnit svare små værdier af koefficienten til pmq, hvorfor korrelationskoefficienten mellem de to koefficienter må formodes at være negativ. Vanskeligere bliver det at skønne over fortegnet for korrelationskoefficienterne, når der i prissammenbindingsrelationen indgår mere end to forklarende variable./En fastlæggelse af samtlige koefficienter på forhånd (med en vis spredning) og de variable i niveau synes ikke at være farbar. Que faire?

Fig. 1



AGF Nr. 248

Appendiks

Note til tabel 1a:

Med udgangspunkt i Ellen Andersen og Bent Thages tabeller, kaldet 5B og 5C, i memo nr. 29, august 1974, kan der fremstilles følgende tabel over de indenlandske produktionssektorers leverancer og importens fordeling på endelige anvendelseskategorier i 1966. Tabellen adskiller sig fra tabel 5C bl.a. derved, at boligbenyttelse er udskilt fra sektoren Øvrige erhverv. Fra tabel 5B er hentet oplysninger om tilgangen - fordelt på leverende sektorer-til det offentlige forbrug og de samlede faste investeringer. Det er imidlertid nødvendigt at sikre en bedre overensstemmelse mellem ovenstående tal fra den aggregerede input-outputtabel og - især for investeringernes vedkommende - de på det gamle nationalregnskab baserede tal (på hvilke ADAM's variable er defineret). Tallene for de faste investeringer, I, er derfor forsøgt opdelt på de i ADAM anvendte undergrupper, Ib, Ip og Io. I nedenstående tabel 1b's første kolonne er anført de fra input-outputtabellen stammende tal for I. Dernæst er anført en korrigeret serie over samme størrelse, kaldet I'. Hvorledes tallene for investeringerne opdelt på undergrupper er fremkommet, er anført nedenfor, jf. noterne.

	I	I'	Ib	Ip	Io
A	-	-	-	-	-
NC	279	279[2)]	-	279[8.1)]	-
NI	2696	3441[6)]	-	3084[8.4)]	357[13)]
B	14508	11200[3)]	2985	3455[8.2)]	4760[9)]
Q	2555	3978[4)]	-	3798[8.3)]	180[10)]
O	-	-	-	-	-
M	3191	3191[2)]	-	2901[8.5)]	290[13)]
Skat	299	1060[1)]	-	807[11)]	253[11)]
Ialt	23526	23149[5)]	2985	14324[8.6)]	5840[12)]

Tabel 1b.

NOTER TIL TABEL 1a.

1) Beregnet som tip*fIp (i 1966):0.111*9546 = 1059,6. Kilde ADAM-bank.
2) Leverancerne fra import og forbrugsgodeindustri forudsættes at være som i memo 29.
3) Fastsat som produktionsværdien i byggesektoren med fradrag af produktionsværdien af opførelser til militære formål, jf. løbenr. 17, tabel 8, Stat. Efterr. nr. 79, 1972. (De følgende tabelhenvisninger er alle til det omtalte nummer af Statistiske Efterretninger).
4) Øvrige erhvervs leverancer består af reparation og vedligeholdelse af maskiner og transportmidler, jf. løbenr. 8, tabel 6a.
5) Løbenr. 15 fratrukket løbenr. 14 i tabel 6a.
6) Residualt bestemt (lodret)
7) Investeringer i boliger forudsættes leveret udelukkende af byggesektoren, jf. løbenr, B4, tabel 7.
8) Residualt bestemt (vandret).
9) Omfatter i) offentlige anlægsarbejder, defineret ved løbenr. 16 minus løbenr. 10 i tabel 8 - ialt 3135; ii) offentligt nybyggeri, defineret ved løbenr. 5 og 6 i tabel 8 - ialt 1205; iii) reparation og vedligeholdelse - fastsat til ca. 25 % af de samlede reparations-og vedligeholdelsesudgifter - ialt 420.
10) Skøn over reparation og vedligeholdelse på det offentlige kapitalapparat i form af maskiner og transportmidler.
11) Tabel 3 over afgiftsprovenu henført til investeringskomponenter, jf. PUD, 18. februar 1976.
12) Offentlige bruttoinvesteringer, jf. tabel 7, løbenr. A15.
13) Residualen 5840 -(4760+180+253) = 647 er fordelt skønsmæssigt på NI og M.

Herefter fremkommer tabel 1a umiddelbart.

Noter til tabel 2b.

Kilde.: Tabel 1, samt prisserier i ADAM-bank. af 21/09/77.

Anm.: Tallene for 1966 fås ved at dividere ethvert element i tabel 1a med søjlesummen (10). 1955-tallene viser, hvorledes basisprisen ville have været sammensat, såfremt den mængdemæssige sammensætning havde været som i 1966. Af sumkolonnen fremgår afgiftssatsen på forbrugskomponenten i 1955 som 1 minus tallet.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
24. januar 1978
(a)

PQ-relationer med udgangspunkt i beskæftigelsesdata efter EA-metoden

Datagrundlaget for de pq-estimationsresultater, der fremgår af notatet af 2. dec. 1977, og som er nøjere beskrevet i dette , kan kort karakteriseres derved, at beskæftigelsestallene er opstillet med udgangspunkt i "PP-metoden", jf. EA, okt. 1977 og dec. 1977. Eftersom de beregnede tal for beskæftigelsen i Q-sektoren, der derved fremkom, ikke synes at kunne forklares ved udviklingen i produktionen målt ved bruttofaktorindkomsten i faste priser, fZq, er det opgivet for fremtiden at anvende PP-metoden til beregning af beskæftigelsestallene, jf. EA, dec. 77. I stedet skal der nedenfor forsøges opstillet en række pq-relationer med udgangspunkt i beskæftigelsestal beregnet ved hjælp af EA-metoden. I afsnit II skal en lidt anden specifikation end den hidtil anvendte danne grundlag for en alternativ specifikation af sektorprisrelationen for Øvrige erhverv.

I.2 Nye produktivitetsvariable og lønudtryk.

Som det ses af de alternative dataserier, jf. appendiks 1, p. 12 er variationen i QQ-EA (beskæftigelsestallene beregnet ved EA-metoden) større end i QQ-PP serien. Man kan derfor forvente, at hvis QQ-PP serien erstattes af QQ-EA uden at specifikationen af pq-relationerne iøvrigt ændres, vil de tidligere opstillede pq-relationer, jf. EV 2. dec. 1977, tabe forklaringsevne. Dette bekræftes da også af en række estimationsforsøg. [1)]

Da årsagen til faldet i forklaringsevnen åbenbart ligger i den mere flygtige beskæftigelsesserie Qq, skal der i det følgende anvendes andre udtryk for lønomkostningerne pr. produceret enhed, end som hidtil DWa og DWb. For at gøre lønudtrykket mere "udjævnet", skal der indledningsvis forsøges med diverse lag i produktivitetsudtrykket.

Nedenfor er vist de hidtidig benyttede variable samt en række nye variable, der er sammenvejninger af laggede værdier af den reciprokke produktion pr beskæftiget, QqfZq.

1) R^2 falder til under .6 mens residualspredningen stiger til over 2 procentpoint.

(1) Wa = lna * Qq / fZq
(2) Wb = lna * Hnc * Qq / fZq

(3) QqfZq = Qq / fZq
(4) QqfZqv1 = .5 * QqfZq + .5 * QqfZq(-1)
(5) QqfZqv2 = .5 * QqfZq + .3 * QqfZq(-1) + .2 * QqfZq(-2)
(6) QqfZqv3 = .6 * QqfZq + .3 * QqfZq(-1) + .1 * QqfZq(-2)
(7) QqfZqv4 = .4 * QqfZq + .3 * QqfZq(-1) + .3 * QqfZq(-2)
(8) QqfZqv5 = .3 * QqfZq + .4 * QqfZq(-1) + .3 * QqfZq(-2)

(4)-(8) skal efterfølgende benyttes i stedet for (3) i forklaringen af sektorprisen. (1) og (2) erstattes derfor af følgende, idet vi endvidere vil lade Ha indgå i lønudtrykket - som en mulig erstatning for Hnc:

(9) Wc = lna * Ha * QqfZq
(10) Wd = lna * Hnc * QqfZqv1
(11) We = lna * Ha * QqfZqv1
(12) Wf = lna * Hnc * QqfZqv2
(13) Wg = lna * Ha * QqfZqv2
(14) Wh = lna * Hnc * QqfZqv3
(15) Wi = lna * Ha * QqfZqv3
(16) Wj = lna * Hnc * QqfZqv4
(17) Wk = lna * Ha * QqfZqv4
(18) Wl = lna * Hnc * QqfZqv5
(19) Wm = lna * QqfZqv1
(20) Wn = lna * QqfZqv2
(21) Wo = lna * QqfZqv3
(22) Wp = lna * QqfZqv4
(23) Wq = lna * QqfZqv5 * Ha
(24) Wr = lna * QqfZqv5

Hvis normalarbejdstiden i forbrugsindustrien, Hnc, anvendes, jf. (10), (12),(14),(16) og (18) fås af korrelationsmatricen, at en stort set ligelig sammenvejning af QqfZq, QqfZq(-1) og QqfZq(-2) (dvs. QqfZqv4) giver anledning til størst direkte korrelation med Dpq:

Dpq	DWd	DWf	DWh	DWj	DWl	
	.76	.79	.78	.80	.79	(1951-69)

Et tilsvarende resultat fås, hvis vi i stedet for Hnc anvender Ha, jf. (11), (13), (15), (17) og (23):

Dpq	DWe	DWg	DWi	DWk	DWq	
	.77	.81	.80	.82	.80	(1951-69)

Det bemærkes, at niveauet for korrelationen endvidere er højere end når Hnc anvendes.

Hvis hverken Hnc eller Ha indgår i udtrykket, jf.(19)-(22) og (24) få

Dpq	DWn	DWo	DWp	DWm	DWr	
	.72	.76	.75	.76	.75	(1951-69)

I dette tilfælde falder QqfZqvl bedst ud; niveauet er dog gennem gående lavere end i ovenstående tilfælde.

I.2 OLSQ på ny.

Vi vil med henvisning til ovenfor beskrevne variable i det følgende indskrænke os til at anvende DWj, DWk og DWq som repræsentant for lønomkostningerne i pq-relationen. Med en formodning om at efterspørgselspresset bedst lader sig repræsentere med Rcw optrædende med et vist lag, jf. EV 2. dec. 1977, vil vi tillige indskrænke analysen til at omfatte variablene Dpmv($-\frac{1}{4}$) og Rcw($-\frac{1}{2}$), begge defineret som tidligere angivet. Vi får da følgende resultater:

(I.2.1) (82.6)

$$Dpq = \underset{\substack{(0.9495)\\(0.9535)}}{0.9054} + \underset{\substack{(0.0654)\\(1.3771)}}{0.0901}\ Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.0002979)\\(3.8678)}}{0.00115}\ DWj + \underset{\substack{(28.1435)\\(1.7345)}}{48.814}\ Rcw(-\tfrac{1}{2}$$

n = 1951-1969 s = 1.8319 R^2 = 0.7241

DW = 0.922 MAE(70-76) = 3.768 RMSE(70-76) = 4.507

(I.2.2) (82.7)

$$Dpq = \underset{\substack{(0.8733)\\(1.4565)}}{1.2720} + \underset{\substack{(0.0650)\\(1.3380)}}{0.0869}\ Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.00024)\\(3.9490)}}{0.000955}\ DWk + \underset{\substack{(28.5328)\\(1.4330)}}{40.886}\ Rcw(-$$

n = 1951-1969 s = 1.8128 R^2 = 0.7289

DW = 0.955 MAE(70-76) = 2.418 RMSE(70-76) = 3.055

(I.2.3) (82.9)

$$Dpq = \underset{\substack{(0.8796)\\(1.4769)}}{1.2991} + \underset{\substack{(0.0646)\\(1.4933)}}{0.0965}\ Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.000236)\\(3.8810)}}{0.000916}\ DWq + \underset{\substack{(28.4464)\\(1.5742)}}{44.781}\ Rcw(-$$

n = 1951-1969 s = 1.8288 R^2 = 0.7251

DW = 0.96 MAE(70-76) = 1.576 RMSE(70-76) = 2.149

(I.2.4) (105.1)

$$Dpq = \underset{\substack{(.8883)\\(1.5905)}}{1.4129} + \underset{\substack{(0.0683)\\(1.1845)}}{.0809}\ Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.000252)\\(3.7100)}}{.000934}\ DWg + \underset{\substack{(29.8305)\\(1.2903)}}{38.496}\ Rcw(-\tfrac{1}{2})$$

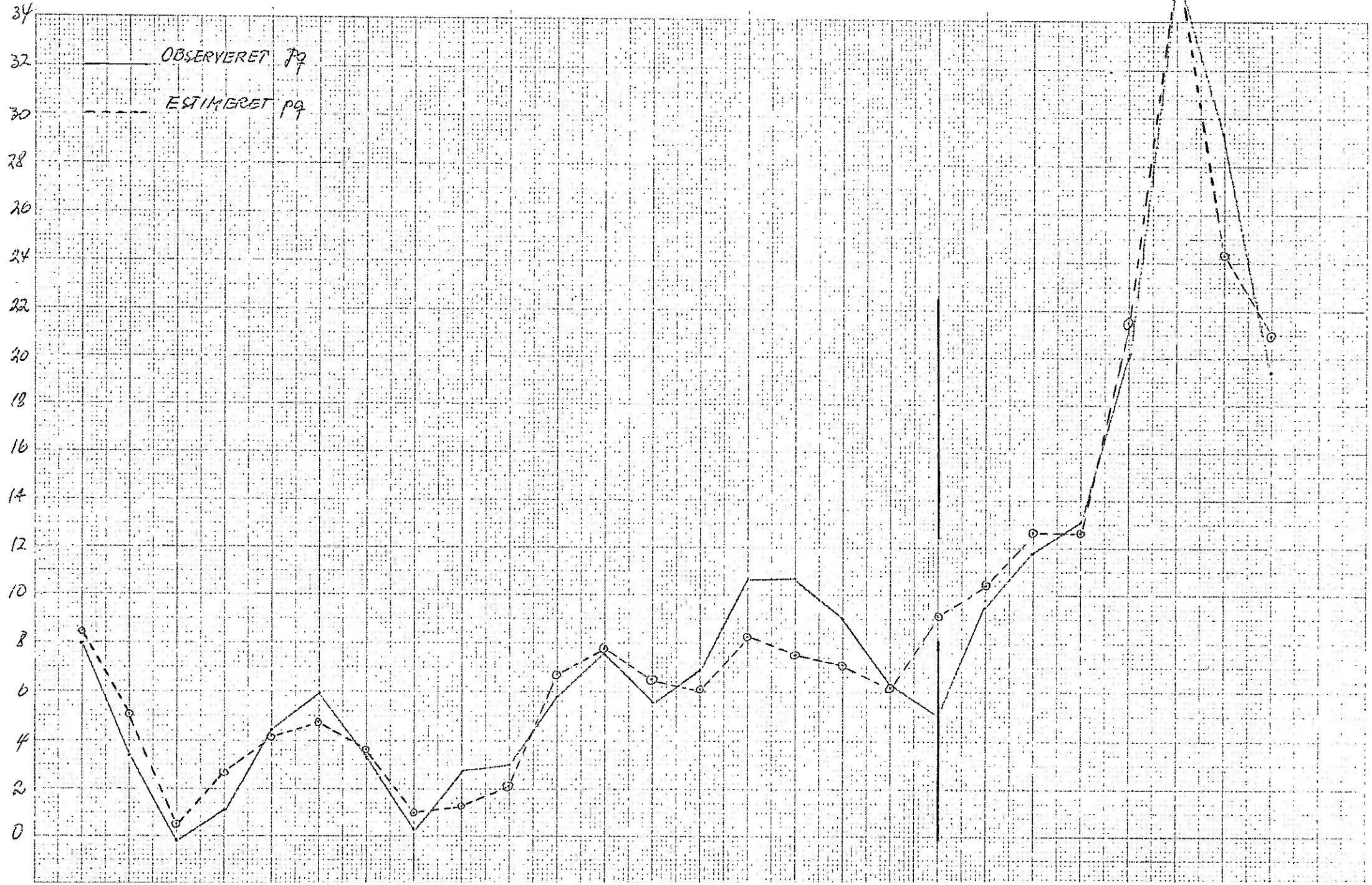
n = 1951-1969 s = 1.8696 R^2 = 0.7127

DW = 0.926 MAE(70-76) = 2.226 RMSE(70-76) = 3.105

(I.2.3)
(82.9)

$$Dpq = 1.2991 + .0965\ Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + .000916\ DWq + 44.781\ Rcw(-\tfrac{1}{2})$$

Fig. 1



Det er karakteristisk, at signifikansen af Dpmv($-\frac{1}{4}$) og Rcw($-\frac{1}{2}$) er blevet reduceret i forhold til de tidligere fremlagte pq relationer, jf. EV 2. dec. 77, p. 8. Endvidere er residualspredningen større og determinationskoefficienten mindre. Bemærkelsesværdigt er det dog, at fremskrivningen af I.2.3 er ganske pæn [1)]

Som tidligere volder det relationerne vanskeligheder at beskrive årene i midten af 1960'erne; også i 1969 optræder der dog en ikke ubetydelig residual, jf. fig. 1. Indtil videre vil (I.2.3) dog blive betragtet som brugbar; relationen synes heller ikke i ødelæggende grad at være påvirket af multikollinearitet, jf. nedenstående korrelationsmatrice:

Dpq	Dpmv($-\frac{1}{4}$)	Rcw($-\frac{1}{2}$)	DWq	
	.51	.48	.81	
		.09	.43	
			.36	(1951-1969)

II. En dynamisk input-output- prismodel?

Implicit i den hidtidige specifikation af sektorprisrelationen har ligget en antagelse om, at omkostningsstigninger i form af lønstigninger eller stigninger i importpriserne resulterer i stigning i priserne i sektoren. Mod en sådan fremgangsmåde kan der imidlertid rettes en indvending, som måske har speciel interesse ved specifikationen af sektorprisen for øvrige erhverv, jf. nedenfor.

pq er rettelig at betragte som bruttofaktorinskomstdeflatoren i sektoren, og bruttofaktorindkomsten i øvrige erhverv må for en

1) Det synes ikke at give pænere resultater, hvis Dpmv($-\frac{1}{2}$) eller Rcw($-\frac{1}{4}$) anvendes i stedet for Dpmv($-\frac{1}{4}$) og Rcw($-\frac{1}{2}$).

betragelig dels vedkommende udgøres af bruttoavancer i handelsleddene.

Med en specifikation som anført ovenfor impliceres ikke noget om at bruttoavancerne stiger når de indenlandske sektorpriser stiger, hvorfor specifikationen kan siges at harmonere mindre godt med den undertiden gjorte antagelse, at omkostningsstigninger af enhver art - ikke blot hidrørende fra højere lønninger og importpriser men også højere priser på indenlandske leverancer iøvrigt- overvæltes i priserne i sektoren; denne overvæltning antages da at ske mere eller mindre automatisk via en mere eller mindre fast bruttoavanceprocent. For virksomheder i erhverv, som i ringe grad er udsat for konkurrence fra udlandet antages det således ofte, at prisadfærden kan beskrives ved "full cost pricing" med en "mark up" hvis størrelse dog formodes at variere med konjunktur- eller efterspørgselssituationen. En med denne antagelse mere logisk specifikation af sektorpriserne kunne således opnås ved at sammenveje importpriserne med de indenlandske sektorpriser og anvende denne variabel sammen med et udtryk for lønomkostningerne og efterspørgselsudtrykket - sidstnævnte til at tage højde for bruttoavanceprocentens eventuelle variation. En sådan specifikation vil imidlertid bryde med det princip, som hidtil har ligget til grund for specifikationen af sektorpriserne - nemlig, at sektorpriserne er udtrykt på reduceret form ved lønninger og priser på importerede varer. I denne beskrivelse kan de indenlandske sektorprisers betydning for udviklingen i andre sektorpriser siges at fremgå af de koefficienter, der fremstår til importpriserne henholdsvis lønomkostningerne.[1)]

---

1) I relation til specifikationen i modellen af prissammenbindingsrelationerne kunne man indvende, at de indenlandske sektorpriser med en sådan ændring af specifikationen som ovenfor foreslået kom til at indgå så at sige to gange i bestemmelsen af en given efterspørgselskomponents prisdeflator - dels direkte dels indirekte via sektorprisen for fx pq - evt. andre sektorpriser hvis også disses specifikation ændres (behovet herfor synes dog mindre oplagt). Til dette kan man sige, at allerede med den nuværende specifikation optræder importpriserne "to gange på højresiden". Selve dette fænomen kan derfor næppe være det afgørende. Problemet er snarere om ændringen i specifikationen giver anledning til identifikationsproblemer eller til at modellens simultanitetsgrad vokser.

For at afdække om en ændring af specifikationen giver anledning til nogen væsentlig forbedring af pq-relationen, er der konstrueret en række sammenvejede variable. Både indenlandske sektorpriser og et sammenvejet udtryk for importpriserne indgår. Disse variable, jf. nedenfor, vil blive forsøgt anvendt som forklarende variable i sektorprisrelationen for øvrige erhverv, tilligemed det tidligere valgte lønomkostningsudtryk DWq og udtrykket for efterspørgselspresset, Rcw($-\frac{1}{2}$).[1)]

De valgte sammenvejningskoefficienter må indtil videre siges at være valgt ad hoc uden nøjere forudgående undersøgelser; på forhånd forekommer koefficienterne ikke at være urimelige.[2)]

(25) pnicv1 = 1/3 * pni + 2/3 * pnc
(26) pnicv2 = .25 * pni + .75 * pnc

(27) pmvicv1 = 1/3 * pmv + 2/3 * pnicv1
(28) pmvicv2 = .5 * pmv + .5 * pnicv2

Endvidere er i det følgende anvendt en række sammenvejninger(udtrykt i årlige ændringer):

(29) DpmvicL1 = .5 * Dpmvicv1 + .5 * Dpmvicv1(-1)
(30) DpmvicL2 = .75 * Dpmvicv1 + .25 * Dpmvicv1(-1)
(31) DpmvicL3 = .25 * Dpmvicv1 + .75 * Dpmvicv1(-1)

(32) DpmvicL5 = .5 * Dpmvicv2 + .5 * Dpmvicv2(-1)
(33) DpmvicL6 = .75 * Dpmvicv2 + .25 * Dpmvicv2(-1)
(34) DpmvicL7 = .25 * Dpmvicv2 + .75 * Dpmvicv2(-1)

---

2) Et løseligt check på rimeligheden af koefficienterne kan måske fås af tabel 5 A, p. 15 i Ellen Andersen og Bent Thage: En aggregeret sammenligning af input-output tabeller for 1953 og 1966; memo nr. 29, august 1974.

1) Også andre variable end DWq er benyttet, uden at disse dog fører til pænere resultater, således DWk og DWg. Anvendes DWk i regressionerne, jf. nedenfor, synes fittet at blive marginalt bedre, men til gengæld bliver fremskrivningen svagere.

Det synes på forhånd ikke ganske klart hvor langt et lag variablen bør indgå med. Forhåndsformodningen går i retning af ikke at gøre lagget for langt; det må dog i sammenligning med lagget i lønomkostningsvariablen forventes at være længere end dette. Korrelationsmatricen giver da også et resultat, der synes at bekræfte denne formodning:

Dpq	DWg	DWq	DWk	Dpnicv1	Dpnicv2	Dpmvicv1	Dpmvicv2
	.81	.80	.82	.45	.44	.51	.51
				.37	.33	.39	.39
				.33	.29	.34	.33
				.34	.31	.37	.36

Dpq	DWg	DWq	DWk	DpmvicL1	DpmvicL2	-L3	-L5	-L6	-L7
	.81	.80	.82	.42	.49	.28	.43	.51	.29
				.47	.45	.43	.49	.46	.45
				.45	.41	.42	.46	.41	.44
				.46	.43	.42	.47	.43	.44

Det er af ovenstående åbenbart, at jo mindre lag der gives variablen, desto større bliver korrelationen til Dpq, jf. korrelationen mellem Dpq og de variable defineret i(27), (28) og (30) og (33). Som det ses er DWq mindre korreleret med Dpq end med DWg og DWk, men DWq er i ringere grad korreleret med de øvrige forklarende variable. Der er derfor forsøgt med nedennævnte estimationer, hvori Dpmvicv2 og DpmvicL6 er benyttet.

II.2.1 (104.8)

$$Dpq = \underset{\substack{(0.8266)\\(1.4321)}}{1.1838} + \underset{\substack{(0.0737)\\(1.8352)}}{0.1352}\ Dpmvicv2 + \underset{\substack{(0.000215)\\(4.4514)}}{.000957}\ DWq + \underset{\substack{(27.674)\\(1.2842)}}{35.540}\ Rcw(\cdot$$

$n = 1951\text{-}1969$ $\quad s = 1.7712$ $\quad R^2 = 0.7421$

$DW = 0.95$ $\quad MAE(70\text{-}76) = 2.692$ $\quad RMSE(70\text{-}76) = 3.098$

II.2.2 (104.10)

$$Dpq = \underset{\substack{(0.8460)\\(1.3006)}}{1.003} + \underset{\substack{(0.0930)\\(1.5290)}}{0.1422}\ DpmvicL6 + \underset{\substack{(0.000233)\\(3.9423)}}{.000920}\ DWq + \underset{\substack{(28.347)\\(1.5742)}}{44.623}\ Rcw(-$$

$n = 1951\text{-}1969$ $\quad s = 1.8231$ $\quad R^2 = 0.7268$

$DW = 0.98$ $\quad MAE(70\text{-}76) = 1.818$ $\quad RMSE(70\text{-}76) = 2.216$

II.2.3 (105.2)

$$Dpq = \underset{\substack{(.8190)\\(1.4384)}}{1.1780} + \underset{\substack{(0.0737)\\(1.6945)}}{0.1249}\ Dpmvicv2 + \underset{\substack{(0.000219)\\(4.5139)}}{0.000989}\ DWk + \underset{\substack{(27.665)\\(1.1698)}}{32.362}\ Rcw(-\tfrac{1}{2})$$

n = 1951-1969 s = 1.7571 R^2 = 0.7462

DW = 0.936 MAE(70-76) = 3.137 RMSE(70-76) = 4.030

II.2.4 (105.4)

$$Dpq = \underset{\substack{(0.8359)\\(1.3079)}}{1.0933} + \underset{\substack{(0.0932)\\(1.3916)}}{0.1297}\ DpmvicL6 + \underset{\substack{(0.000238)\\(4.0198)}}{.000958}\ DWk + \underset{\substack{(28.3898)\\(1.4348)}}{40.734}\ Rcw(-\tfrac{1}{2})$$

n = 1951-1969 s = 1.8049 R^2 = 0.7322

DW = 0.974 MAE(70-76) = 2.647 RMSE(70-76) = 3.154

Igen er det DWk, der giver det pæneste fit, men DWq, der fremskriver bedst. Der er dog ikke stor forskel mellem de viste relationer. Hvis også koefficienternes signifikans inddrages i overvejelserne, synes II.2.2 at skulle blive den foretrukne.

Karakteristisk er det imidlertid, at hvad enten vi vælger denne sidste fremgangsmåde eller den indtil nu benyttede ved specifikationen af sektorprisen, har anvendelsen af de nye Qq-tal med de her fremlagte variable betydet marginalt mindre pæne relationer end de tidligere fremlagte, jf. EV 2. dec. 77. Bl.a. bemærkes, at efterspørgselsudtrykket Rcw(-½) og importpriserne/den kombinerede variabel af importpriser og indenlandske sektorpriser er mindre signifikante. En anden konklusion på ovenstående undersøgelse er, at man med fordel kan anvende Ha i stedet for Hnc i lønudtrykket.

(104.8)

fig 2.

$$Dpq = 1.1838 + 0.1352\ DPmvicv2 + .000958\ DWq + 35.540\ Rar(-\tfrac{1}{2})$$

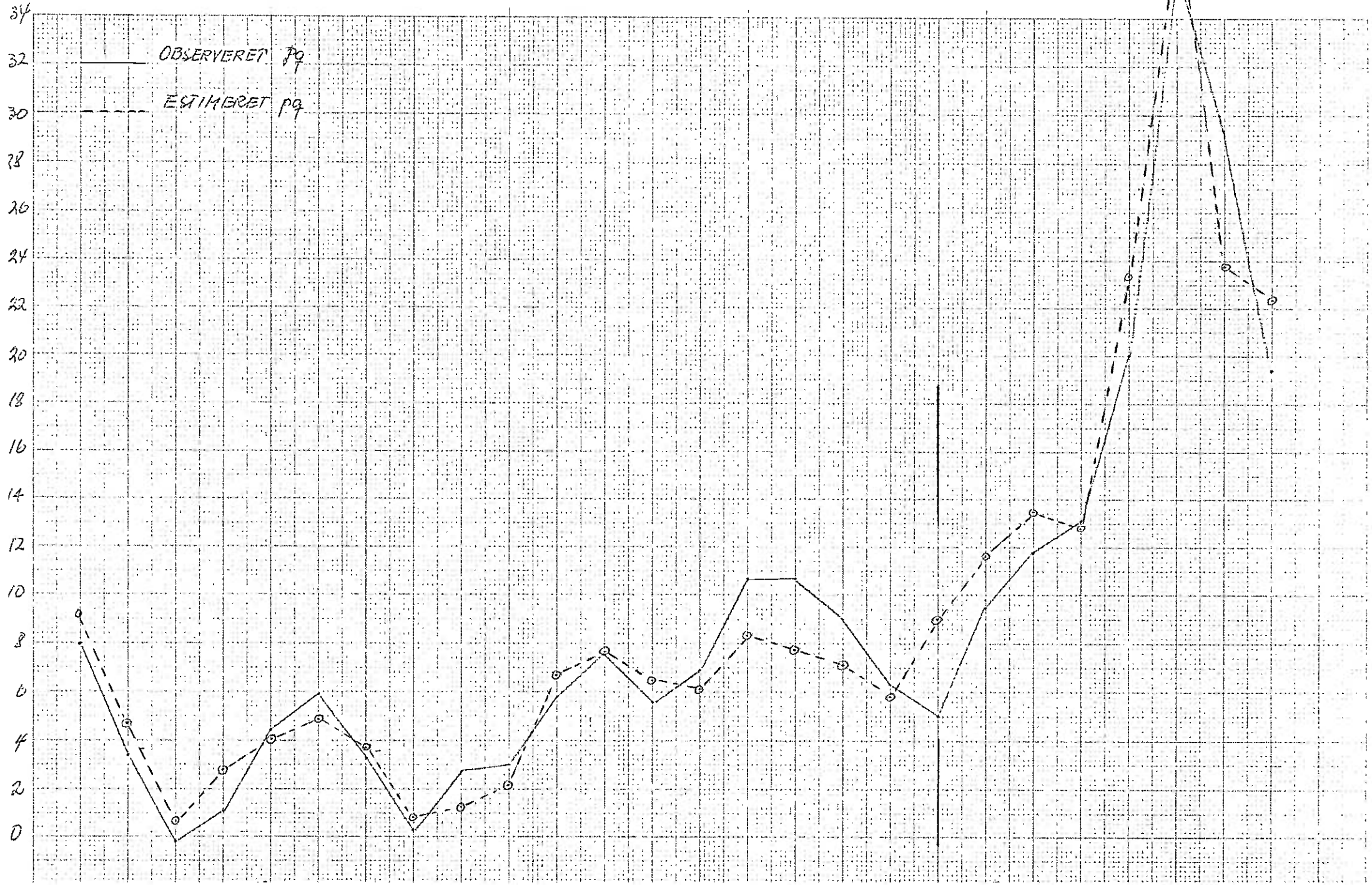


Fig 3.

(104.11)

$$Dpq = 1.003 + 0.1426\, Dpmric26 + 0.000920\, DWq + 44.623 Rcw(-\tfrac{1}{2})$$

Appendiks. Nedenfor er vist beskæftigelsesserierne beregnet efter henholdsvis EA-metoden og PP-metoden.

	Qq-EA	Qq-PP	D(Qq-EA)	D(Qq-PP)
1948	615	653		
49	624	649	9	-4
50	642	648	18	-1
51	661	651	19	3
52	654	655	-7	4
53	682	676	28	21
54	685	686	3	10
55	688	692	3	6
56	681	692	-7	0
57	686	700	5	8
58	696	714	10	14
59	708	726	12	12
1960	724	727	16	1
61	743	737	19	10
62	765	759	22	22
63	773	780	8	21
64	783	795	10	15
65	803	808	20	13
66	791	830	-12	22
67	773	839	-18	9
68	791	841	18	2
69	831	838	40	-3
1970	833	838	2	0
71	850	854	17	16
72	855	859	5	5
73	828	831	-27	-28
74	845	848	17	17
75	802	796	-43	-52
76	844	829	42	33

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
2. december 1977

Pq-relationer

Ellen Andersen (EA) har i 3 notater fra 1975 (dateret august, september og november) og i et fra oktober 1977 forsøgt at opstille en brugbar relation til fastlæggelse af sektorprisen pq for sektoren "Øvrige erhverv". I notatet af oktober 1977 fremlægges bl.a. en ny dataserie for Q-sektorens beskæftigelse med det formål at beregne et bedre udtryk for produktivitetsudviklingen i sektoren. I de tidligere estimationsrunder har der ikke været benyttet et specielt produktivitetsudtryk for øvrige erhverv, idet der i stedet har været anvendt forskellige proxy-variable (baseret på årslønudviklingen og lønomkostningerne pr. produceret enhed i industrien).

Vi vil her udelukkende beskæftige os med prisrelationen pq. Den i notatet af oktober 1977 førte diskussion skal forsøges suppleret, idet forskellige alternativer til de fremlagte relationer vil blive testet.

II

I forsøget på at opstille sektorprisrelationer er sektorens beskæftigelsesudvikling en central variabel. Et vigtigt led i EA's forarbejde har derfor været at opstille en dataserie for beskæftigelsen i sektoren. I mangel af primærstatistik på området har det imidlertid været nødvendigt at beregne beskæftigelsen i sektoren residualt, jf. nedenfor.

EA har foretaget to rækker forsøg på løsning af dette problem. I det tidligst publicerede, der stammer fra december 1976, beregnes et udtryk for byerhvervenes samlede arbejdsudbud, fra hvilket et udtryk for ledigheden i byerhvervene blev fratrykket, hvorved den samlede beskæftigelse i byerhvervene fremkom. Ud fra kendskab til beskæftigelsen i de øvrige sektorer inden for byerhvervene, d.v.s. NC,NI, B og O, baseret på forskellige former for primærstatistik [1] kunne beskæftigelsen i øvrige erhverv bestemmes residualt.

---

1) Jf. EA, memoudkast, dec. 1976.

Vanskelighederne var og er først og fremmest knyttet til opstilling af pålidelige serier for det samlede arbejdsudbud af lønmodtagere - hvilket er forbundet med både rent statistiske og begrebsmæssige vanskeligheder - opstilling af tal for den samlede ledighed inden for de samme erhverv.

Tal for det samlede arbejdsudbud af lønmodtagere i byerhvervene kan fås fra folketællingerne og de senere - på stikprøver baserede - beskæftigelsesundersøgelser. Eftersom folketællingerne har været afholdt med 5 års mellemrum - hvorimod beskæftigelsesundersøgelserne har været afholdt op til to gange årligt (efter 1972) - mangler der for de mellemliggende år oplysninger om antallet af personer, der enten er i beskæftigelse eller er arbejdsledige (evt. indkaldt til militærtjeneste). Det første problem bliver da at få opstillet rimelige skøn over arbejdsudbudet (ovenfor defineret) for årene mellem folketællingerne.

Det næste skridt i beregningen af beskæftigelsen i byerhvervene vedrører skøn over den samlede ledighed inden for disse erhverv. Der findes to kilder til belysning heraf; de oplysninger der fremkommer om antallet af ledige ifølge folketællingerne (og beskæftigelsesundersøgelserne) og oplysningerne om antallet af ledige i arbejdsløshedskassernes opgørelser. Disse to opgørelser vil af forskellige grunde ikke kunne forventes at føre til samme resultat m.h.t. ledighedens omfang, særligt ikke hvis opgørelserne ikke vedrører samme dag. Endvidere er ikke alle ledige også medlemmer af en statsanerkendt arbejdsløshedskasse, hvorved arbejdsledige vil kunne være registreret i den ene opgørelse men ikke i den anden.[1)]

III Opstilling af tal for byerhvervenes arbejdsudbud og ledighed.

EA anviser to fremgangsmåder til opstilling af tal for arbejdsudbudet. Princippet bag opstillingen af "den gamle" serie (af dec.1976) er, at der benyttes tal for arbejdsstyrken i folketællingsårene og at kendskabet til antallet af medlemmer i arbejdsløshedskasserne i de samme år udnyttes. I folketællingsårene kan forholdet mellem arbejdsstyrken og antallet af medlemmer af arbejdsløshedskasserne derfor beregnes. Disse kvoter kan så benyttes til for de mellemliggende år at beregne et mål for arbejdsstyrken;

---

1) På den baggrund forekommer oplysningerne i EA, okt. 1977 om antallet af ledige og antallet af fuldtidsforsikrede ledige dog bemærkelsesværdige, idet antallet af ledige ifølge beskæftigelsesundersøgelsen er mindre end antallet af fuldtidsforsikrede ledige, selvom opgørelsen vedrører samme dag. Fænomenet skyldes dog sikkert, at der for beskæftigelsesundersøgelsens vedkommende er tale om en stikprøveundersøgelse, og specielt,

ved fx at interpolere den ovenfor beregnede kvote mellem to folketællingsår og benytte denne for de mellemliggende år sammen med oplysninger om antallet af medlemmer i arbejdsløshedskasserne, kan et udtryk for arbejdsudbudet - defineret som den således beregnede kvote gange antallet af arbejdsløshedskassemedlemmer - beregnes.

Princippet i den senere beregningsrunde har været at benytte et mål for den samlede erhvervsaktive befolkning (defineret som antallet af personer mellem 15 og 64 år). Ud fra kendskabet til antallet af personer i arbejdsstyrken i folketællingsårene kan man beregne summariske erhvervsfrekvenser for disse år. Disse frekvenser, der er baseret på faktiske oplysninger, kan derfor kun beregnes for folketællingsårene og evt. for de år, hvor der foreligger beskæftigelsesundersøgelser baseret på store stikprøver som fx i 1975. De kan så bruges til at beregne erhvervsfrekvenser for de mellemliggende år fx ved interpolation. [1] Da den erhvervsaktive befolknings størrelse for årene mellem folketællingerne er kendt, kan der dernæst beregnes mål for arbejdsstyrken i de mellemliggende år ved at gange de beregnede erhvervsfrekvenser med befolkningen i de erhvervsaktive aldre.

M.h.t. antallet af ledige i byerhvervene kan der også anføres flere beregningsforslag. Man kan fx forsøge at opstille en relation mellem antallet af ledige og antallet af fuldtidsforsikrede ledige, eller man kan (som EA) bygge på en opgangning af antallet af ledige ifølge arbejdsløshedsstatistikken, så det beregnede antal ledige kommer til at svare til antallet af ledige ifølge folketællingerne - eller beskæftigelsesundersøgelserne. EA finder det rimeligt at benytte en faktor på 1.30 for alle år. Både spørgsmålet om afgrænsningen af arbejdsstyrken og anvendelsen af denne konstante faktor bør nok undersøges nøjere. Dette skal imidlertid udskydes til en evt. senere lejlighed.

III

Den nye tidsserie for øvrige erhvervs beskæftigelse Qq, beregnet med udgangspunkt i den efter den nye metode beregnede tidsserie for arbejdsudbudet og den ved opgangning beregnede ledighed fører til opstilling af nye udtryk for lønomkostningerne pr. enhed:

---

fortsat fra forrige side:
at dennes resultat er præget af bortfald.

1) Der er med den anvendte metode til beregning af arbejdsstyrken set bort fra en evt. konjunkturvariation i erhvervsfrekvensen.

(1) Wa = lna * Qq/fZQ

(2) Wb = lna * Hnc * Qq/fZQ

hvor fZq betegner bruttofaktorindkomsten i øvrige erhverv. (1) udtrykker lønsummen pr. time pr. enhed af bruttofaktorindkomsten i faste priser i sektoren, mens (2) udtrykker lønsummen i "normalåret" pr. enhed af bruttofaktorindkomsten, idet "normalåret" er repræsenteret ved normalåret i forbrugsgodeindustrien. Hvis normalåret i forbrugsgodeindustrien kan formodes at overvurdere normalåret i øvrige erhverv, må både (1) og (2) have tendens til at overvurdere lønomkostningerne i sektoren, eftersom der med anvendelse af (1) ikke tages hensyn til en evt. indtruffet arbejdstidsforkortelse og fordi (2) evt. ikke tager tilstrækkeligt hensyn til normalarbejdstidsudviklingen i sektoren.

IV Estimationsresultater.

EA's estimationer, jf. EA, okt. 1977, ligning (3)-(6), byggende på de gamle værdier for Qq, er alle præget af en række skavanker. Først og fremmest viser relationerne tegn på autokorrelation, og residualerne ser ud til at vokse over tiden. Endvidere udviser sidste led i ligningerne, Rcw, repræsenterende efterspørgselspresset, ringe grad af signifikans. Residualspredningen overstiger endvidere 2 procentpoint, og R^2 ligger ret lavt omkring 0.5-0.6.

Med de nye tal for Q-sektorens beskæftigelse, fås væsentligt pænere resultater [1]. EA's ligninger (7)-(10), vist nedenfor, indeholder-foruden lønudtrykkene Wa og Wb samt udtrykket for efterspørgselspresset, Rcw, defineret ved den procentvise stigning i udtrykket Cw = fCk + fCs - også et udtryk for importpriserne, repræsenteret ved den ligeligt vejede sum af pmr, pmc og pme kaldet pmv. [2]

(EA-7)

$$Dpq = \underset{\substack{(0.8838)\\(1.8261)}}{1.6139} + \underset{\substack{(0.0634)\\(3.1394)}}{0.1989}\, Dpmv(-\tfrac{1}{7}) + \underset{\substack{(0.3878)\\(4.3021)}}{1.6682}\, DWa(-\tfrac{1}{2}) + \underset{\substack{(21.049)\\(1.7292)}}{36.3975}\, Rcw$$

n = 1951-69 s = 1.902 R^2 = 0.703 DW = 1.18

MAE = 2.50 RMSE = 2.68

(EA-8)

$$Dpq = \underset{\substack{(0.9238)\\(1.7728)}}{1.6368} + \underset{\substack{(0.0654)\\(3.0941)}}{0.2024}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.4327)\\(4.0437)}}{1.7498}\, DWav + \underset{\substack{(21.8508)\\(1.4312)}}{31.2728}\, Rcw$$

n = 1951-69 s = 1.960 R^2 = 0.6822 DW = 1.13

MAE = 2.473 RMSE = 3.344

---

1) Bemærk, at der ikke sker nogen ændring i variabelbetegnelsen for Wa og Wb, hvilket måske kan forekomme forstyrrende, jf. dog EA, okt. 1977 p. 12

2) Desuden indgår variablen DWav = 0.5*Wa + 0.3*Wa(-1) + 0.2*Wa(-2)

(EA-9) $$Dpq = \underset{\substack{(0.6125)\\(3.1469)}}{1.9268} + \underset{\substack{(0.0437)\\(4.8832)}}{0.2135}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.2875)\\(4.2285)}}{1.2157}\, DWa(-\tfrac{1}{2})$$

$$+ \underset{\substack{(14.4775)\\(2.4359)}}{35.2655}\, Rcw + \underset{\substack{(0.2875)\\(4.2285)}}{1.2157}\, D656$$

$n = 1951\text{-}96$ $\quad s = 1.308$ $\quad R^2 = 0.869$ $\quad DW = 1.721$

$MAE = 2.450$ $\quad RMSE = 3.286$

(EA-10) $$Dpq = \underset{\substack{(0.6858)\\(2,9698)}}{2.0365} + \underset{\substack{(0.0482)\\(4.5168)}}{0.2175}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.3482)\\(3.4944)}}{1.2168}\, DWav$$

$$+ \underset{\substack{(16.0301)\\(1.9861)}}{31.8369}\, Rcw + \underset{\substack{(1.1836)\\(3.7247)}}{4.4085}\, D656$$

$n = 1951\text{-}69$ $\quad s = 1.443$ $\quad R^2 = 0.840$ $\quad DW = 1.716$

$MAE = 3.184$ $\quad RMSE = 3.696$

I (9) og (10) er endvidere anvendt en dummyvariabel kaldet D656. Denne variabel er medtaget fordi der for 1965 og 1966 og 1967 kan konstateres et "hop" i tidsserien for Dpq; efter 1966 falder serien stort set tilbage til niveauet før 1965. Resultatet heraf er tilsynelade-dende, at der opstår store og for regressionsresultatet skæmmende resi-dualer i disse år. Der er derfor foretaget beregninger hvori D656 er med-taget som regressor. D656 er defineret som værende 0.0 i alle år bort-set fra 1965 og 1966, i hvilke den antager værdien 1.0.

V Yderligere estimationsrunder.

Nedenfor skal fremlægges resultatet af en række estimationer, der er gennemført med det formål at undersøge om relationerne for pq evt. kan forbedres ved at anvende en anden lagspecifikation end den ovenfor an-førte.[1] Resultaterne er anført i appendikset men skal her kort kommen-teres. Af korrelationsmatricen fremgår det, at af de tre udtryk Dpmv, $Dpmv(-\tfrac{1}{4})$ og $Dpmv(-\tfrac{1}{2})$ har Dpmv den største direkte korrelation med Dpq, idet dog korrelationen mellem $Dpmv(-\tfrac{1}{4})$ og Dpq stort set er identisk hermed. Hvad angår korrelationen mellem Dpmv og andre af de anførte regressorer,

1) Det bemærkes, at serien for pq er revideret på basis af de i stat. 10-årsoversigten 1977 anførte tal for bruttofaktorindkomsten i faste og løbende priser. De her anvendte tal for pq afviger således mht. årene efter 1971 fra de i databanken eksisterende. I forhold til EA's resul-tater er det således kun fremskrivningsresultaterne, der ændres.

synes denne at være mindre end korrelationen mellem Dpmv($-\frac{1}{4}$) og samme variable. Dette gælder således for DWa og DWb'erne, men derimod ikke generelt m.h.t. Rcw'erne. Eftersom der således ikke synes at være nogen åbenbart bedste som repræsentant for importpriserne i relationen, vælges det at lade disse være repræsenteret ved Dpmv($-\frac{1}{4}$). I tabel 5 er anført resultater for udvalgte relationer hvori Dpmv indgår. Disse synes ikke at være at foretrække frem for de der er baseret på Dpmv(-1/4)

Hvis vi - for ikke at gøre undersøgelsen uoverskuelig - indledningsvis fastholder, at konstantleddet og Dpmv($-\frac{1}{4}$) skal med i regressionsligningen, viser det sig, at der ikke ved forsøg med en række forskellige specifikationer af Rcw, DWa og DWb med diverse lag fremstår noget entydigt "bedste" forslag, jf. tabellerne 1 - 4. Karakteristisk er det, at relationer, der målt ved s og R^2 er ganske tilfredsstillende, ofte samtidig er i besiddelse af fremskrivningsevner, der ikke er tilsvarende gode.

Ved parvis sammenligning af relationer indeholdende henholdsvis DWa og DWb med ens lag, jf. tab.1, ses det at hvis disse variable indgår med et kort lag, er relationerne indeholdende Wa at foretrække målt ved s, R^2 og DW. Endvidere er relationer med kort lag at foretrække frem for de, hvori lønudtrykket indgår med et længere lag. Ligning 58.4 er således "bedst" ud fra disse kriterier alene. Ses på MAE og RMSE, får man desværre ikke et tilsvarende resultat. Her synes forudsigelsesevnen at blive bedst, når de anvendte variable optræder med et vist lag - af størrelsen $\frac{1}{4}$ eller $\frac{1}{2}$, jf. 60.5 og 60.12. Da DW-værdien i 60.12 endvidere er større end i de øvrige - bortset fra relationerne uden lag - må denne relation foretrækkes.

Hvis vi medtager D656 i overvejelserne, viser 70.2 sig at have de bedste karakteristika. Det ses, at autokorrelationen synes at blive formindsket med dummyen inde i regressionen og i modsætning til før, er fremskrivningen (i sammenligning med relationen med DWb($-\frac{1}{4}$)) entydigt bedst for DWa($-\frac{1}{4}$).

Holder vi i stedet fast ved, at Rcw bør optræde ikke med den samtidige værdi, men med et lag af en vis længde, f.eks. ud fra en antagelse om at foretagerne i sektoren bygger deres forestillinger om afsætningen og den pris, de kan fastsætte, på oplysninger om afsætningsudviklingen i en forudgående periode, fås et resultat, som i tabel 2, 3 og 4.

Også her tegner der sig et mønster [illegible], der til en vis grad er analogt med det ovenfor viste; igen synes DWa(•) i sammenligning med DWb(•) at være bedst. Eneste undtagelse i den parvise sammenligning er DWb(-1), der har mindre s og større R^2 end DWa(-1), jf. tabel 2. Til gengæld er residualspredningen med DWb(-1) over 2 procentpoint, således at det igen er DWa, der viser sig bedst målt ved s, R^2 og DW. MAE og RMSE er med DWa(•) igen mindre end med DWb(•) i regressionen; denne gang med de mindste værdier, når Wa optræder med et lag på $\frac{1}{2}$. Et passende kompromis vil dog være at vælge relation 60.10, idet denne "passer" bedre inden for estimationsperioden og udviser mindre [illegible] autokorrelation; desuden er den ikke stort ringere m.h.t. forudsigelsesegenskaber og viser ikke i samme udstrækning som 60.7 tilbøjelighed til at skyde under "målet" for alle år efter 1971.

Dummyvariablen synes ikke at forbedre forudsigelsesegenskaberne, selvom fittet naturligvis bliver bedre med end uden dummy, jf. 65.13.

Med Rcw($-\frac{1}{2}$) fås følgende: Igen er korte lag at foretrække frem for de længere, og mht de korte er DWa bedre end DWb. 65.5 har tilmed den højeste værdi for DW. Til gengæld er 67.4 ganske suverænt, hvad angår fremskrivning. Denne relation er imidlertid præget af autokorrelation, og som kompromis foreslås derfor 65.9. 69.3 synes at være bedst, når dummyen medtages.

Med Rcw($-\frac{1}{4}$) er DWa igen bedst målt ved s, R^2 og DW, jf. 65.6. Igen må der ske en afvejning mellem relationer med pæne fittingegenskaber og mindre gode fremskrivningsevner, og [illegible] omvendte situation. 65.10 forekommer da at være det rimeligste valg. 72.4 synes at være ganske hæderlig, når D656 medtages.

Nedenfor er vist de fra de enkelte tabeller udvalgte relationer. Relevant for valget mellem disse kan endvidere være, om relationerne [illegible] over- eller undervurderer de observerede værdier for alle år efter [illegible] 1969.

60.12 $Dpq = 1.3987 + 0.1588\ Dpmv(-\frac{1}{4}) + 0.00102\ DWb(-\frac{1}{4})$
(0.7642) (0.0567) (0.000189)
(1.8303) (2.7988) (5.4050)

$+ 45.7721\ Rcw$
(18.3412)
(2.4956)

n = 1951-69 s = 1.656 $R^2 = 0.775$ DW = 1.653
MAE = 2.337 RMSE = 3.054

60.10 $Dpq = 1.5508 + 0.1064\ Dpmv(-\frac{1}{4}) + 1.6809\ DWa(-\frac{1}{4})$
(0.6987) (0.0559) (0.3391)
(2.2196) (1.9024 (4.9573)

$+ 40.0496\ Rcw(-1)$
(20.1592)
(1.9867)

n = 1951- 69 s = 1.604 $R^2 = 0.7885$ DW = 1.643
MAE = 2.432 RMSE = 2.753

65.9 $Dpq = 1.1186 + 0.1382\ Dpmv(-\frac{1}{4}) + 1.7009\ DWa(-\frac{1}{4})$
(0.6976) (0.0489) (0.3082)
(1.6035) (2.8228) (5.5190)

$+ 58.6176\ Rcw(-\frac{1}{2})$
(22.0926)
(2.6533)

n = 1951-69 s = 1.4872 $R^2 = 0.8182$ DW = 1.395
MAE = 2.340 RMSE = 2.791.

65.10 $Dpq = 1.1912 + 0.1591\ Dpmv(-\frac{1}{4}) + 1.7770\ DWa(-\frac{1}{4}) +$
(0.7245) (0.0512) (0.3153)
(1.6442) (3.1058) (5.6366)

$+ 47.9677\ Rcw(-\frac{1}{4})$
(20.5041)
(2.3394)

n = 1951-69 s = 1.543 $R^2 = 0.8043$ DW = 1.386
MAE = 3.089 RMSE = 3.409

Af de 4 forslag synes 65.9 at give det mest acceptable resultat. Den eneste anstødssten er den lave værdi for DW. Ved eftersyn i residualdiagrammet spores ganske rigtigt en tendens til autokorrelation. Teststatistikken antager imidlertid ikke en værdi, som muliggør hverken en forkastelse eller en ikke-forkastelse af en hypotese om ingen autokorrelation i relationen. Relationerne er afbildet i figurerne i appendiks. Det bemærkes, at(EA-7) og (EA-8) er identisk med relation 60.5 og 58.4, jf. tabel 1. I forhold til disse må 65.9 siges at have et bedre fit og en fremskrivning, der ikke er væsentlig ringere hvis overhovedet. Desuden er DW-værdien højere.

Med inddragelse af dummyvariablen forsvinder tendensen til autokorrelation fra relationerne. Imidlertid er det utilfredsstillende at anvende dummyvariabel uden i hvert fald at kunne anføre en rimelig begrundelse for at benytte den. En sådan synes ikke umiddelbart at foreligge her.

Alligevel skal her anføres de relationer, der med henvisning til ovenstående synes mest rimelige.

70.2

$$Dpq = \underset{\substack{(0.6055)\\(3.0246)}}{1.8313} + \underset{\substack{(0.0438)\\(4.3681)}}{0.1912}\ Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.3019)\\(4.4314)}}{1.3377}\ DWa(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(14.1052)\\(2.4100)}}{33.9938}\ Rcw + \underset{\substack{(1.1128)\\(3.1980)}}{3.5586}\ D656$$

n = 1951-69 s = 1.2734 R^2 = 0.8756 DW = 2.028

MAE = 2.655 RMSE = 3.226

65.13

$$Dpq = \underset{\substack{(0.5961)\\(3.4171)}}{2.0369} + \underset{\substack{(0.0466)\\(2.8250)}}{0.1316}\ Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.3176)\\(3.8854)}}{1.2340}\ DWa(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(16.5727)\\(2.1513)}}{35.6535}\ Rcw(-1) + \underset{\substack{(1.1523)\\(2.8953)}}{3.3363}\ D656$$

n = 1951-69 s = 1.313 R^2 = 0.8677 DW = 2.351

MAE = 3.570 RMSE = 4.579

69.3

$$Dpq = \underset{\substack{(0.5546)\\(2.9010)}}{1.6088} + \underset{\substack{(0.0381)\\(4.1974)}}{0.1600}\ Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.2735)\\(4.5181)}}{1.2357}\ DWa(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(16.9803)\\(3.2647)}}{55.4348}\ Rcw(-\tfrac{1}{2}) + \underset{\substack{(0.9989)\\(3.3867)}}{3.3829}\ D656$$

n = 1951-69 s = 1.141 R^2 = 0.9001 DW = 2.322

MAE = 3.206 RMSE 4.074

72.4

$$Dpq = \underset{\substack{(0.5767)\\(2.8948)}}{1.6696} + \underset{\substack{(0.0400)\\(4.5162)}}{0.1808}\ Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.2832)\\(4.5592)}}{1.2910}\ DWa(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(15.8192)\\(2.9458)}}{46.5994}\ Rcw(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(1.0403)\\(3.3492)}}{3.4843}\ D656$$

n = 1951-69 s = 1.190 R^2 = 0.8913 DW = 2.156

MAE = 2.711 RMSE = 3.574

Blandt disse synes valget at skulle falde ud til fordel for 72.4

Man kan mod en eksersits som den her gennemførte indvende, at der ikk ligger nogen synderlig veludviklet teori bag udvælgelsen af relationerne, hvorfor man kunne blive forledt til at fortsætte estimationerne, indtil alle kombinationsmuligheder med de her omtalte variable er udtømt, hvilket med indskrænkning til de gængse lag måtte blive en endelig proces. Spørgsmålet er dog, hvor meget bedre en relation, vi ville få frem.

Det må endvidere fremhæves, at den her anvendte fremgangsmåde indebærer en ændring i praksis i forhold til de øvrige sektorprisrelationer, idet der opereres med et lag i efterspørgselsudtrykket. Korrelationen til Dpq er imidlertid betydelig større, når Rcw(.) indeholder et lag, end når den ikke gør det.

Hvis dette lag menes at være ubegrundet, vil et rimeligt forslag til relation for pq være 60.12, jf. tabel 1.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
2. december 1977

Pq-relationer

Ellen Andersen (EA) har i 3 notater fra 1975 (dateret august, september og november) og i et fra oktober 1977 forsøgt at opstille en brugbar relation til fastlæggelse af sektorprisen pq for sektoren "Øvrige erhverv". I notatet af oktober 1977 fremlægges bl.a. en ny dataserie for Q-sektorens beskæftigelse med det formål at beregne et bedre udtryk for produktivitetsudviklingen i sektoren. I de tidligere estimationsrunder har der ikke været benyttet et specielt produktivitetsudtryk for øvrige erhverv, idet der i stedet har været anvendt forskellige proxy-variable (baseret på årslønudviklingen og lønomkostningerne pr. produceret enhed i industrien).

Vi vil her udelukkende beskæftige os med prisrelationen pq. Den i notatet af oktober 1977 førte diskussion skal forsøges suppleret, idet forskellige alternativer til de fremlagte relationer vil blive testet.

II

I forsøget på at opstille sektorprisrelationer er sektorens beskæftigelsesudvikling en central variabel. Et vigtigt led i EA's forarbejde har derfor været at opstille en dataserie for beskæftigelsen i sektoren. I mangel af primærstatistik på området har det imidlertid været nødvendigt at beregne beskæftigelsen i sektoren residualt, jf. nedenfor.

EA har foretaget to rækker forsøg på løsning af dette problem. I det tidligst publicerede, der stammer fra december 1976, beregnes et udtryk for byerhvervenes samlede arbejdsudbud, fra hvilket et udtryk for ledigheden i byerhvervene blev fratrykket, hvorved den samlede beskæftigelse i byerhvervene fremkom. Ud fra kendskab til beskæftigelsen i de øvrige sektorer inden for byerhvervene, d.v.s. NC,NI, B og O, baseret på forskellige former for primærstatistik [1] kunne beskæftigelsen i øvrige erhverv bestemmes residualt.

---

1) Jf. EA, memoudkast, dec. 1976.

Vanskelighederne var og er først og fremmest knyttet til opstilling af pålidelige serier for det samlede arbejdsudbud af lønmodtagere - hvilket er forbundet med både rent statistiske og begrebsmæssige vanskeligheder - opstilling af tal for den samlede ledighed inden for de samme erhverv.

Tal for det samlede arbejdsudbud af lønmodtagere i byerhvervene kan fås fra folketællingerne og de senere - på stikprøver baserede - beskæftigelsesundersøgelser. Eftersom folketællingerne har været afholdt med 5 års mellemrum - hvorimod beskæftigelsesundersøgelserne har været afholdt op til to gange årligt (efter 1972) - mangler der for de mellemliggende år oplysninger om antallet af personer, der enten er i beskæftigelse eller er arbejdsledige (evt. indkaldt til militærtjeneste). Det første problem bliver da at få opstillet rimelige skøn over arbejdsudbudet (ovenfor defineret) for årene mellem folketællingerne.

Det næste skridt i beregningen af beskæftigelsen i byerhvervene vedrører skøn over den samlede ledighed inden for disse erhverv. Der findes to kilder til belysning heraf; de oplysninger der fremkommer om antallet af ledige ifølge folketællingerne (og beskæftigelsesundersøgelserne) og oplysningerne om antallet af ledige i arbejdsløshedskassernes opgørelser. Disse to opgørelser vil af forskellige grunde ikke kunne forventes at føre til samme resultat m.h.t. ledighedens omfang, særligt ikke hvis opgørelserne ikke vedrører samme dag. Endvidere er ikke alle ledige også medlemmer af en statsanerkendt arbejdsløshedskasse, hvorved arbejdsledige vil kunne være registreret i den ene opgørelse men ikke i den anden.[1)]

III Opstilling af tal for byerhvervenes arbejdsudbud og ledighed.

EA anviser to fremgangsmåder til opstilling af tal for arbejdsudbudet. Princippet bag opstillingen af "den gamle" serie (af dec.1976) er, at der benyttes tal for arbejdsstyrken i folketællingsårene og at kendskabet til antallet af medlemmer i arbejdsløshedskasserne i de samme år udnyttes. I folketællingsårene kan forholdet mellem arbejdsstyrken og antallet af medlemmer af arbejdsløshedskasserne derfor beregnes. Disse kvoter kan så benyttes til for de mellemliggende år at beregne et mål for arbejdsstyrken;

---

1) På den baggrund forekommer oplysningerne i EA, okt. 1977 om antallet af ledige og antallet af fuldtidsforsikrede ledige dog bemærkelsesværdige, idet antallet af ledige ifølge beskæftigelsesundersøgelsen er mindre end antallet af fuldtidsforsikrede ledige, selvom opgørelsen vedrører samme dag. Fænomenet skyldes dog sikkert, at der for beskæftigelsesundersøgelsens vedkommende er tale om en stikprøveundersøgelse, og specielt

ved fx at interpolere den ovenfor beregnede kvote mellem to folketællingsår og benytte denne for de mellemliggende år sammen med oplysninger om antallet af medlemmer i arbejdsløshedskasserne, kan et udtryk for arbejdsudbudet - defineret som den således beregnede kvote gange antallet af arbejdsløshedskassemedlemmer - beregnes.

Princippet i den senere beregningsrunde har været at benytte et mål for den samlede erhvervsaktive befolkning (defineret som antallet af personer mellem 15 og 64 år). Ud fra kendskabet til antallet af personer i arbejdsstyrken i folketællingsårene kan man beregne summariske erhvervsfrekvenser for disse år. Disse frekvenser, der er baseret på faktiske oplysninger, kan derfor kun beregnes for folketællingsårene og evt. for de år, hvor der foreligger beskæftigelsesundersøgelser baseret på store stikprøver som fx i 1975. De kan så bruges til at beregne erhvervsfrekvenser for de mellemliggende år fx ved interpolation. [1] Da den erhvervsaktive befolknings størrelse for årene mellem folketællingerne er kendt, kan der dernæst beregnes mål for arbejdsstyrken i de mellemliggende år ved at gange de beregnede erhvervsfrekvenser med befolkningen i de erhvervsaktive aldre.

M.h.t. antallet af ledige i byerhvervene kan der også anføres flere beregningsforslag. Man kan fx forsøge at opstille en relation mellem antallet af ledige og antallet af fuldtidsforsikrede ledige, eller man kan (som EA) bygge på en opgangning af antallet af ledige ifølge arbejdsløshedsstatistikken, så det beregnede antal ledige kommer til at svare til antallet af ledige ifølge folketællingerne - eller beskæftigelsesundersøgelserne. EA finder det rimeligt at benytte en faktor på 1.30 for alle år. Både spørgsmålet om afgrænsningen af arbejdsstyrken og anvendelsen af denne konstante faktor bør nok undersøges nøjere. Dette skal imidlertid udskydes til en evt. senere lejlighed.

III

Den nye tidsserie for øvrige erhvervs beskæftigelse Qq, beregnet med udgangspunkt i den efter den nye metode beregnede tidsserie for arbejdsudbudet og den ved opgangning beregnede ledighed fører til opstilling af nye udtryk for lønomkostningerne pr. enhed:

---

fortsat fra forrige side:
at dennes resultat er præget af bortfald.

1) Der er med den anvendte metode til beregning af arbejdsstyrken set bort fra en evt. konjunkturvariation i erhvervsfrekvensen.

(1) lna * Qq/fzQ

(2) Wb = lna. * Hnc * Qq/fzQ

hvor fZq betegner bruttofaktorindkomsten i øvrige erhverv. (1) udtrykker lønsummen pr. time pr. enhed af bruttofaktorindkomsten i faste priser i sektoren, mens (2) udtrykker lønsummen i "normalåret" pr. enhed af bruttofaktorindkomsten, idet "normalåret" er repræsenteret ved normalåret i forbrugsgodeindustrien. Hvis normalåret i forbrugsgodeindustrien kan formodes at overvurdere normalåret i øvrige erhverv, må både (1) og (2) have tendens til at overvurdere lønomkostningerne i sektoren, eftersom der med anvendelse af (1) ikke tages hensyn til en evt. indtruffet arbejdstidsforkortelse og fordi (2) evt. ikke tager tilstrækkeligt hensyn til normalarbejdstidsudviklingen i sektoren.

IV Estimationsresultater.

EA's estimationer, jf. EA, okt. 1977, ligning (3)-(6), byggende på de gamle værdier for Qq, er alle præget af en række skavanker. Først og fremmest viser relationerne tegn på autokorrelation, og residualerne ser ud til at vokse over tiden. Endvidere udviser sidste led i ligningerne, Rcw, repræsenterende efterspørgselspresset, ringe grad af signifikans. Residualspredningen overstiger endvidere 2 procentpoint, og R^2 ligger ret lavt omkring 0.5-0.6.

Med de nye tal for Q-sektorens beskæftigelse fås væsentligt pænere resultater [1]. EA's ligninger (7)-(10), vist nedenfor, indeholder foruden lønudtrykkene Wa og Wb samt udtrykket for efterspørgselspresset, Rcw, defineret ved den procentvise stigning i udtrykket Cw = fCk + fCs - også et udtryk for importpriserne, repræsenteret ved den ligeligt vejede sum af pmr, pmc og pme kaldet pmv. [2]

(EA-7) $$Dpq = \underset{\substack{(0.8838)\\(1.8261)}}{1.6139} + \underset{\substack{(0.0634)\\(3.1394)}}{0.1989}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.3878)\\(4.3021)}}{1.6682}\, DWa(-\tfrac{1}{2}) + \underset{\substack{(21.049)\\(1.7292)}}{36.3975}\, Rcw$$

n = 1951-69 s = 1.902 R^2 = 0.703 DW = 1.18

MAE = 2.50 RMSE = 2.68

(EA-8) $$Dpq = \underset{\substack{(0.9238)\\(1.7728)}}{1.6368} + \underset{\substack{(0.0654)\\(3.0941)}}{0.2024}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.4327)\\(4.0437)}}{1.7498}\, DWav + \underset{\substack{(21.8508)\\(1.4312)}}{31.2728}\, Rcw$$

n = 1951-69 s = 1.960 R^2 = 0.6822 DW = 1.13

MAE = 2.473 RMSE = 3.344

---

1) Bemærk, at der ikke sker nogen ændring i variabelbetegnelsen for Wa og Wb, hvilket måske kan forekomme forstyrrende, jf. dog EA, okt. 1977 p. 12

2) Desuden indgår variablen Wav = 0.5*Wa + 0.3*Wa(-1) + 0.2*Wa(-2)

(EA-9) $$Dpq = \underset{\substack{(0.6125)\\(3.1469)}}{1.9268} + \underset{\substack{(0.0437)\\(4.8832)}}{0.2135}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.2875)\\(4.2285)}}{1.2157}\, DWa(-\tfrac{1}{2})$$

$$+ \underset{\substack{(14.4775)\\(2.4359)}}{35.2655}\, Rcw + \underset{\substack{(0.2875)\\(4.2285)}}{1.2157}\, D656$$

$n = 1951\text{-}96$ $s = 1.308$ $R^2 = 0.869$ $DW = 1.721$

$MAE = 2.450$ $RMSE = 3.286$

(EA-10) $$Dpq = \underset{\substack{(0.6858)\\(2,9698)}}{2.0365} + \underset{\substack{(0.0482)\\(4,5168)}}{0.2175}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.3482)\\(3.4944)}}{1.2168}\, DWav$$

$$+ \underset{\substack{(16.0301)\\(1.9861)}}{31.8369}\, Rcw + \underset{\substack{(1.1836)\\(3.7247)}}{4.4085}\, D656$$

$n = 1951\text{-}69$ $s = 1.443$ $R^2 = 0.840$ $DW = 1.716$

$MAE = 3.184$ $RMSE = 3.696$

I (9) og (10) er endvidere anvendt en dummyvariabel kaldet D656. Denne variabel er medtaget fordi der fordi der for 1965 og 1966 kan konstateres et "hop" i tidsserien for Dpq; efter 1966 falder serien stort set tilbage til niveauet før 1965. Resultatet heraf er tilsyneladende, at der opstår store og for regressionsresultatet skæmmende residualer i disse år. Der er derfor foretaget beregninger hvori D656 er medtaget som regressor. D656 er defineret som værende 0.0 i alle år bortset fra 1965 og 1966, i hvilke den antager værdien 1.0.

V Yderligere estimationsrunder.

Nedenfor fremlægges resultatet af en række estimationer, der er gennemført med det formål at undersøge om relationerne for pq evt. kan forbedres ved at anvende en anden lagspecifikation end den ovenfor anførte.[1] Resultaterne er anført i appendikset men skal her kort kommenteres. Af korrelationsmatricen fremgår det, at af de tre udtryk Dpmv, $Dpmv(-\tfrac{1}{4})$ og $Dpmv(-\tfrac{1}{2})$ har Dpmv den største direkte korrelation med Dpq, idet dog korrelationen mellem $Dpmv(-\tfrac{1}{4})$ og Dpq stort set er identisk hermed. Hvad angår korrelationen mellem Dpmv og andre af de anførte regressorer

1) Det bemærkes, at serien for pq er revideret på basis af de i stat. 10-årsoversigten 1977 anførte tal for bruttofaktorindkomsten i faste og løbende priser. De her anvendte tal for pq afviger således mht. årene efter 1971 fra de i databanken eksisterende. I forhold til EA's resultater er det således kun fremskrivningsresultaterne, der ændres.

synes denne at være mindre end korrelationen mellem Dpmv($-\frac{1}{4}$) og samme variabl Dette gælder således for DWa og DWb'erne, men derimod ikke generelt m.h.t. Rcw'erne. Eftersom der således ikke synes at være nogen åbenbart bedste repræsentant for importpriserne i relationen, vælges det at lade disse være repræsenteret ved Dpmv($-\frac{1}{4}$). I tabel 5 er anført resultater for udvalgte relationer hvori Dpmv indgår. Disse synes ikke at være at foretrække frem for de der er baseret på Dpmv(-1/4)

Hvis vi - for ikke at gøre undersøgelsen uoverskuelig - indledningsvis fastholder, at konstantleddet og Dpmv($-\frac{1}{4}$) skal med i regressionsligningen, viser det sig, at der ikke ved forsøg med en række forskellige specifikationer af Rcw, DWa og DWb med diverse lag fremstår noget entydigt "bedste" forslag, jf. tabellerne 1 - 4. Karakteristisk er det, at relationer, der målt ved s og $\bar{R}^2$ er ganske tilfredsstillende, ofte samtidig er i besiddelse af fremskrivningsevner, der ikke er tilsvarende gode.

Ved parvis sammenligning af relationer indeholdende henholdsvis DWa og DWb med ens lag, jf. tab.1, ses det at hvis disse variable indgår med et kort lag, er relationerne indeholdende Wa at foretrække målt ved s, R^2 og DW. Endvidere er relationer med kort lag at foretrække frem for de, hvori lønudtrykket indgår med et længere lag. Ligning 58.4 er således "bedst" ud fra disse kriterier alene. Ses på MAE og RMSE, får man desværre ikke et tilsvarende resultat. Her synes forudsigelsesevnen at blive bedst, når de anvend variable optræder med et vist lag - af størrelsen $\frac{1}{4}$ eller $\frac{1}{2}$, jf. 60.5 og 60.12. Da DW-værdien i 60.12 endvidere er større end i de øvrige - bortset fra relationerne uden lag - må denne relation foretrækkes.

Hvis vi medtager D656 i overvejelserne, viser 70.2 sig at have de bedste karakteristika. Det ses, at autokorrelationen synes at blive formindsket med dummyen inde i regressionen og i modsætning til før, er fremskrivningen (i sammenligning med relationen med DWb($-\frac{1}{4}$)) entydigt bedst for DWa($-\frac{1}{4}$).

Holder vi i stedet fast ved, at Rcw bør optræde ikke med den samtidige værdi, men med et lag af en vis længde, f.eks. ud fra en antagelse om at foretagerne i sektoren bygger deres forestillinger om afsætningen og den pris, de kan fastsætte, på oplysninger om afsætningsudviklingen i en forudgående periode, fås et resultat som i tabel 2, 3 og 4.

Også her tegner der sig et mønster , der til en vis grad er analogt med det ovenfor viste; igen synes DWa(•) i sammenligning med DWb(•) at være bedst. Eneste undtagelse i den parvise sammenligning er DWb(-1), der har mindre s og større R^2 end DWa(-1), jf. tabel 2. Til gengæld er residualspredningen med DWb(-1) over 2 procentpoint, således at det igen er DWa, der viser sig bedst målt ved s, R^2 og DW. M.h.t. MAE og RMSE er med DWa(•) igen mindre end med DWb(•) i regressionen; denne gang med de mindste værdier når Wa optræder med et lag på $\frac{1}{2}$. Et passende kompromis vil dog være at vælge relation 60.10, idet denne "passer" bedre inden for estimationsperioden og udviser mindre autokorrelation; desuden er den ikke stort ringere m.h.t. forudsigelsesegenskaber og viser ikke i samme udstrækning som 60.7 tilbøjelighed til at skyde under "målet" for alle år efter 1971.

Dummyvariablen synes ikke at forbedre forudsigelsesegenskaberne, selvom fittet naturligvis bliver bedre med end uden dummy, jf. 65.13.

Med Rcw($-\frac{1}{2}$) fås følgende: Igen er korte lag at foretrække frem for de længere, og mht de korte er DWa bedre end DWb. 65.5 har tilmed den højeste værdi for DW. Til gengæld er 67.4 ganske suverænt, hvad angår fremskrivning. Denne relation er imidlertid præget af autokorrelation, og som kompromis foreslås derfor 65.9. 69.3 synes at være bedst, når dummyen medtages.

Med Rcw($-\frac{1}{4}$) er DWa igen bedst målt ved s, R^2 og DW, jf. 65.6. Igen må der ske en afvejning mellem relationer med pæne fittingegenskaber og mindre gode fremskrivningsevner, og det omvendte . 65.10 forekommer da at være det rimeligste valg. 72.4 synes at være ganske hæderlig, når D656 medtages.

Nedenfor er vist de fra de enkelte tabeller udvalgte relationer. Relevant for valget mellem disse kan endvidere være, om relationerne over- eller undervurderer de observerede værdier for alle år efter 1969.

60.12 $Dpq = 1.3987 + 0.1588\ Dpmv(-\frac{1}{4}) + 0.00102\ DWb(-\frac{1}{4})$
(0.7642) (0.0567) (0.000189)
(1.8303) (2.7988) (5.4050)

$+ 45.7721\ Rcw$
(18.3412)
(2.4956)

n = 1951-69 s = 1.656 R^2 = 0.775 DW = 1.653
MAE = 2.337 RMSE = 3.054

60.10 $Dpq = 1.5508 + 0.1064\ Dpmv(-\frac{1}{4}) + 1.6809\ DWa(-\frac{1}{4})$
(0.6987) (0.0559) (0.3391)
(2.2196) (1.9024 (4.9573)

$+ 40{,}0496\ Rcw(-1)$
(20.1592)
(1.9867)

n = 1951- 69 s = 1.604 R^2 = 0.7885 DW = 1.643
MAE = 2.432 RMSE = 2.753

65.9 $Dpq = 1.1186 + 0.1382\ Dpmv(-\frac{1}{4}) + 1.7009\ DWa(-\frac{1}{4})$
(0.6976) (0.0489) (0.3082)
(1.6035) (2.8228) (5.5190)

$+ 58.6176\ Rcw(-\frac{1}{2})$
(22.0926)
(2.6533)

n = 1951-69 s = 1.4872 R^2 = 0.8182 DW = 1.395
MAE = 2.340 RMSE = 2.791.

65.10 $Dpq = 1.1912 + 0.1591\ Dpmv(-\frac{1}{4}) + 1.7770\ DWa(-\frac{1}{4}) +$
(0.7245) (0.0512) (0.3153)
(1.6442) (3.1058) (5.6366)

$+ 47.9677\ Rcw(-\frac{1}{4})$
(20.5041)
(2.3394)

n = 1951-69 s = 1.543 R^2 = 0.8043 DW = 1.386
MAE = 3.089 RMSE = 3.409

Af de 4 forslag synes 65.9 at give det mest acceptable resultat. Den eneste anstødssten er den lave værdi for DW. Ved eftersyn i residualdiagrammet spores ganske rigtigt en tendens til autokorrelation. Teststatistikken antager imidlertid ikke en værdi, som muliggør hverken en forkastelse eller en ikke-forkastelse af en hypotese om ingen autokorrelation i relationen. Relationerne er afbildet i figurerne i appendiks. Det bemærkes, at(EA-7) og (EA-8) er identisk med relation 60.5 og 58.4, jf. tabel 1. I forhold til disse må 65.9 siges at have et bedre fit og en fremskrivning, der ikke er væsentlig ringere hvis overhovedet. Desuden er DW- værdien højere.

Med inddragelse af dummyvariablen forsvinder tendensen til autokorrelation fra relationerne. Imidlertid er det utilfredsstillende at anvende dummyvariabel uden i hvert fald at kunne anføre en rimelig begrundelse for at benytte den. En sådan synes ikke umiddelbart at foreligge her.

Alligevel skal her anføres de relationer, der med henvisning til ovenstående synes mest rimelige.

70.2 $$Dpq = \underset{\substack{(0.6055)\\(3.0246)}}{1.8313} + \underset{\substack{(0.0438)\\(4.3681)}}{0.1912}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.3019)\\(4.4314)}}{1.3377}\, DWa(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(14.1052)\\(2.4100)}}{33.9938}\, Rcw + \underset{\substack{(1.1128)\\(3.1980)}}{3.5586}\, D656$$

n = 1951-69 s = 1.2734 R^2 = 0.8756 DW = 2.028

MAE = 2.655 RMSE = 3.226

65.13 $$Dpq = \underset{\substack{(0.5961)\\(3.4171)}}{2.0369} + \underset{\substack{(0.0466)\\(2.8250)}}{0.1316}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.3176)\\(3.8854)}}{1.2340}\, DWa(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(16.5727)\\(2.1513)}}{35.6535}\, Rcw(-1) + \underset{\substack{(1.1523)\\(2.8953)}}{3.3363}\, D656$$

n = 1951-69 s = 1.313 R^2 = 0.8677 DW = 2.351

MAE = 3.570 RMSE = 4.579

69.3 $$Dpq = \underset{\substack{(0.5546)\\(2.9010)}}{1.6088} + \underset{\substack{(0.0381)\\(4.1974)}}{0.1600}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.2735)\\(4.5181)}}{1.2357}\, DWa(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(16.9803)\\(3.2647)}}{55.4348}\, Rcw(-\tfrac{1}{2}) + \underset{\substack{(0.9989)\\(3.3867)}}{3.3829}\, D656$$

n = 1951-69 s = 1.141 R^2 = 0.9001 DW = 2.322

MAE = 3.206 RMSE 4.074

72.4 $$Dpq = \underset{\substack{(0.5767)\\(2.8948)}}{1.6696} + \underset{\substack{(0.0400)\\(4.5162)}}{0.1808}\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(0.2832)\\(4.5592)}}{1.2910}\, DWa(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(15.8192)\\(2.9458)}}{46.5994}\, Rcw(-\tfrac{1}{4}) + \underset{\substack{(1.0403)\\(3.3492)}}{3.4843}\, D656$$

n = 1951-69 s = 1.190 R^2 = 0.8913 DW = 2.156

MAE = 2.711 RMSE = 3.574

Blandt disse synes valget at skulle falde ud til fordel for 72.4

Man kan mod en eksersits som den her gennemførte indvende, at der ik ligger nogen synderlig veludviklet teori bag udvælgelsen af relationerne, hvorfor man kunne blive forledt til at fortsætte estimationerne, indtil alle kombinationsmuligheder med de her omtalte variable er udtømt, hvilket med indskrænkning til de gængse lag måtte blive en endelig proces. Spørgsmålet er dog, hvor meget bedre en relation, vi ville få frem.

Det må endvidere fremhæves, at den her anvendte fremgangsmåde indebærer en ændring i praksis i forhold til de øvrige sektorprisrelationer, idet der opereres med et lag i efterspørgselsudtrykket. Korrelationen til Dpq er imidlertid betydelig større, når Rcw(.) indeholder et lag, end når den ikke gør det.

Hvis dette lag menes at være ubegrundet, vil et rimeligt forslag til relation for pq være 60.12, jf. tabel 1.

Korrelationsmatrice.

	Dpq	Dpmv	Dpmv($-\frac{1}{4}$)	Dpmv($-\frac{1}{2}$)	DWa	DWa($-\frac{1}{4}$)	DWa($-\frac{1}{2}$)	DWa(-1)	DWb	DWb($-\frac{1}{4}$)	DWb($-\frac{1}{2}$)	DWb(-1)	DWav	Rcw	Rcw($-\frac{1}{4}$)	Rcw($-\frac{1}{2}$)	Rcw(-1
1		.52	.51	.44	.83	.79	.69	.41	.80	.79	.69	.39	.69	.14	.30	.48	.59
2			.95	.76	.28	.21	.12	-.06	.33	.25	.13	-.10	.12	-.12	.02	.21	.45
3				.92	.31	.26	.18	.01	.38	.31	.22	-.01	.16	-.24	-.10	.09	.39
4					.31	.28	.23	.10	.39	.36	.29	.11	.35	-.35	-.25	-.76	.25
5						.97	.88	.57	.93	.94	.88	.58	.87	-.01	.13	.29	.45
6							.97	.75	.87	.94	.94	.74	.95	-.01	.10	.23	.35
7								.89	.75	.87	.94	.87	.98	-.00	.06	.15	.23
8									.41	.61	.79	.95	.88	-.00	-.01	-.02	-.03
9										.97	.86	.47	.72	-.11	.03	.21	.43
10											.96	.68	.83	-.13	-.02	.13	.34
11												.86	.91	-.15	-.07	.04	.21
12													.84	.84	-.15	-.14	-.07
13														.06	.12	.18	.22
14															.12	.76	.14
15																-.24	.42
16																	.75

n = 1951-69

Tabel 1. Oversigt over estimationsresultater.
Konstantled, Dpmv($-\frac{1}{4}$) og Rcw er fastholdt.

lign. nr.	variable		s	R^2	DW	MAE	RMSE
58.4	DWa		1.500	0.815	1.82	4.01	5.38
60.15	DWb		1.699	0.763	1.74	5.32	7.23
64.1	DWa($-\frac{1}{4}$)		1.618	0.785	1.41	2.99	3.99
60.12	DWb($-\frac{1}{4}$)		1.656	0.775	1.65	2.34	3.05
60.5	DWa($-\frac{1}{2}$)		1.902	0.703	1.18	2.50	2.68
60.11	DWb($-\frac{1}{2}$)		1.829	0.725	1.42	2.83	3.33
65.2	DWa(-1)		2.470	0.499	1.02	4.23	4.94
65.4	DWb(-1)		2.391	0.530	1.10	5.30	6.22
58.4	DWav		1.966	0.682	1.13	2.47	3.34
67.1	DWav	D656	1.443	0.840	1.72	3.18	3.70
67.2	Dwa($-\frac{1}{2}$)	D656	1.308	0.869	1.72	2.45	3.29
72.1	DWb($-\frac{1}{2}$)	D656	1.300	0.870	1.91	4.43	4.99
70.2	DWa($-\frac{1}{4}$)	D656	1.273	0.876	2.03	2.65	3.23
70.3	DWb($-\frac{1}{4}$)	D656	1.332	0.864	2.15	4.07	5.66

Tabel 2 Oversigt over estimationsresultater

Konstantled, Dpmv($-\frac{1}{4}$) og Rcw(-1) er fastholdt.

lign. nr.	variable		s	R^2	DW	MAE	RMSE
60.8	DWa		1.570	0.797	1.90	3.92	4.68
60.9	DWb		1.798	0.734	1.46	5.71	8.09
60.10	DWa($-\frac{1}{4}$)		1.604	0.789	1.64	2.43	2.75
64.2	DWb($-\frac{1}{4}$)		1.728	0.754	1.49	4.05	5.90
60.7	DWa($-\frac{1}{2}$)		1.764	0.744	1.39	1.99	2.48
60.13	DWb($-\frac{1}{2}$)		1.797	0.735	1.41	4.51	5.15
65.1	DWa(-1)		2.155	0.618	1.14	6.19	6.13
65.3	DWb(-1)		2.139	0.624	1.12	7.80	8.56
65.13	DWa($-\frac{1}{4}$)	D656	1.313	0.868	2.35	3.57	4.58
65.14	DWb($-\frac{1}{4}$)	D656	1.446	0.840	2.01	6.36	7.81
60.6	DWav		1.773	0.742	1.41	2.86	3.18
73.2	DWa($-\frac{1}{2}$)	D656	1.271	0.876	2.25	4.40	4.90
73.4	DWb($-\frac{1}{2}$)	D656	1.369	0.856	2.05	6.66	7.37

Tabel 3. Oversigt over estimationsresultater.
Konstantled, Dpmv($-\frac{1}{4}$) og Rcw($-\frac{1}{2}$) er fastholdt.

lign. nr.	variable		s	R^2	DW	MAE	RMSE
65.5	DWa		1.443	0.829	1.812	3.665	4.594
65.7	DWb		1.621	0.784	1.553	4.728	7.564
65.9	DWa($-\frac{1}{4}$)		1.478	0.818	1.395	2.340	2.791
70.1	DWb($-\frac{1}{4}$)		1.515	0.811	1.492	3.530	5.142
67.4	DWa($-\frac{1}{2}$)		1.684	0.767	1.078	1.597	1.971
67.5	DWb($-\frac{1}{2}$)		1.587	0.793	1.259	3.383	3.780
69.1	DWa(-1)		2.150	0.620	0.922	5.346	5.841
69.2	DWb(-1)		2.028	0.662	1.003	6.491	7.051
69.3	DWa($-\frac{1}{4}$)	D656	1.141	0.900	2.322	3.206	4.074
69.4	DWb($-\frac{1}{4}$)	D656	1.196	0.890	2.262	5.615	6.841
72.2	DWa($-\frac{1}{2}$)	D656	1.103	0.907	2.033	3.965	4.231
73.1	DWb($-\frac{1}{2}$)	D656	1.081	0.910	2.166	5.760	6.120

Tabel 4. Oversigt over estimationsresultater.
Konstantled, Dpmv($-\frac{1}{4}$) og Rcw($-\frac{1}{4}$) fastholdt

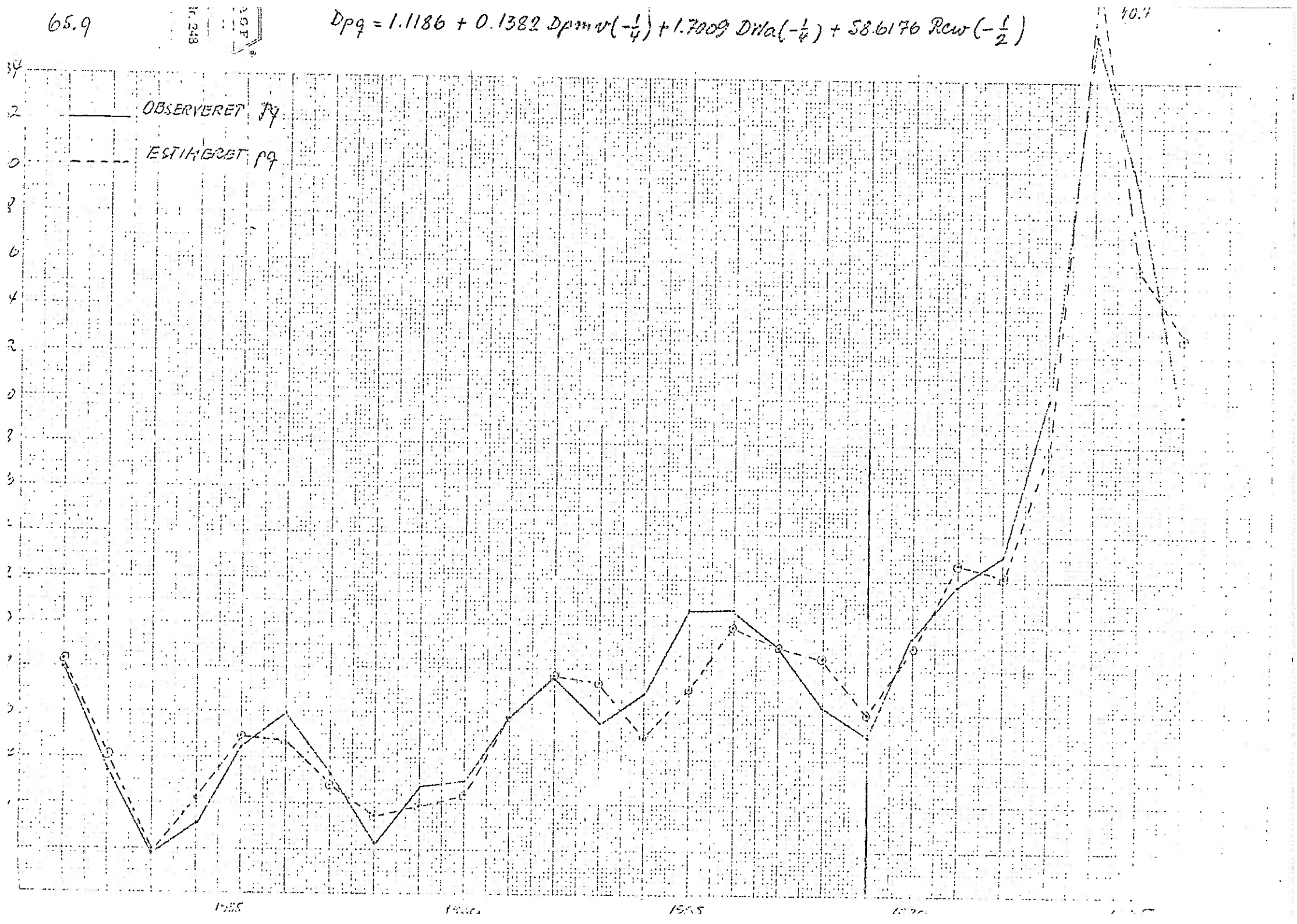
lign. nr.	variable		s	R^2	DW	MAE	RMSE
65.6	DWa		1.457	0.826	1.806	3.821	4.947
70.16	DWb		1.638	0.779	1.673	4.995	7.272
65.10	DWa($-\frac{1}{4}$)		1.543	0.804	1.385	3.089	3.409
67.9	DWb($-\frac{1}{4}$)		1.560	0.800	1.597	3.655	4.745
69.5	DWa($-\frac{1}{2}$)		1.793	0.736	1.127	1.935	2.250
67.11	DWb($-\frac{1}{2}$)		1.689	0.766	1.359	2.409	3.167
72.4	DWa($-\frac{1}{4}$)	D656	1.190	0.891	2.156	2.711	3.574
72.5	DWb($-\frac{1}{4}$)	D656	1.233	0.883	2.251	4.184	6.055
67.12	DWa($-\frac{1}{2}$)	D656	1.194	0.891	1.839	3.247	3.611
67.13	DWb($-\frac{1}{2}$)	D656	1.160	0.897	2.053	4.929	5.337

Tabel 5. Oversigt over estimationsresultater
Konstantled og Dpmv er fastholdt.

lign. nr.	variable	s	R^2	DW	MAE	RMSE
70.4	DWa($-\frac{1}{4}$) Rcw	1.587	0.793	1.468	3.546	4.746
70.5	DWa($-\frac{1}{4}$) Rcw D656	1.262	0.878	2.128	3.047	4.292
70.6	DWa Rcw	1.492	0.817	1.867	4.720	6.290
70.7	DWa Rcw D656	1.340	0.862	2.341	4.036	5.712
70.8	DWa Rcw(-1)	1.547	0.803	1.914	4.483	5.543
70.9	DWa($-\frac{1}{4}$) Rcw(-1)	1.573	0.797	1.645	3.044	3.545
70.10	DWa Rcw(-1) D656	1.399	0.850	2.380	3.961	6.134
70.11	DWa($-\frac{1}{4}$) Rcw(-1)D656	1.281	0.874	2.399	3.271	4.945
70.12	DWa Rcw($-\frac{1}{2}$)	1.452	0.827	1.862	4.297	5.543
70.13	DWa($-\frac{1}{4}$) Rcw($-\frac{1}{2}$)	1.489	0.818	1.454	2.910	3.706
70.14	DWa Rcw($-\frac{1}{2}$) D656	1.291	0.872	2.447	3.640	5.951
70.15	DWa($-\frac{1}{4}$) Rcw($-\frac{1}{2}$)D656	1.167	0.895	2.348	3.126	4.765
70.17	DWa Rcw($-\frac{1}{4}$)	1.463	0.824	1.857	4.511	5.920
70.18	DWa($-\frac{1}{4}$) Rcw($-\frac{1}{4}$)	1.534	0.807	1.449	3.268	4.272
70.19	DWa Rcw($-\frac{1}{4}$) D656	1.305	0.869	2.394	3.821	5.744
70.20	DWa($-\frac{1}{4}$) Rcw($-\frac{1}{4}$)D656	1.206	0.888	2.218	3.146	4.384

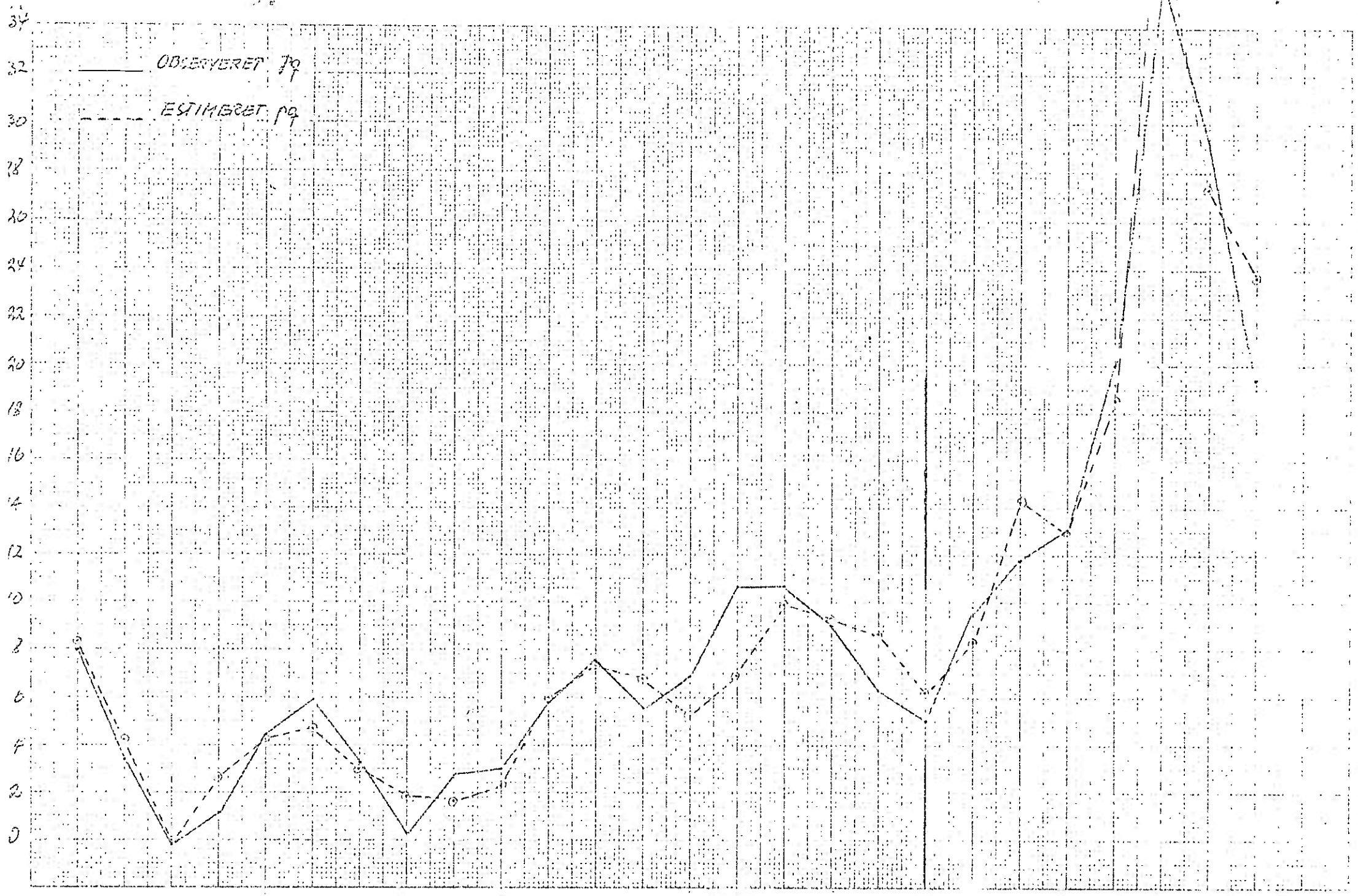
65.9

$$Dpq = 1.1186 + 0.1382\, Dpmv\left(-\tfrac{1}{4}\right) + 1.7009\, DWa\left(-\tfrac{1}{4}\right) + 58.6176\, Rcw\left(-\tfrac{1}{2}\right)$$



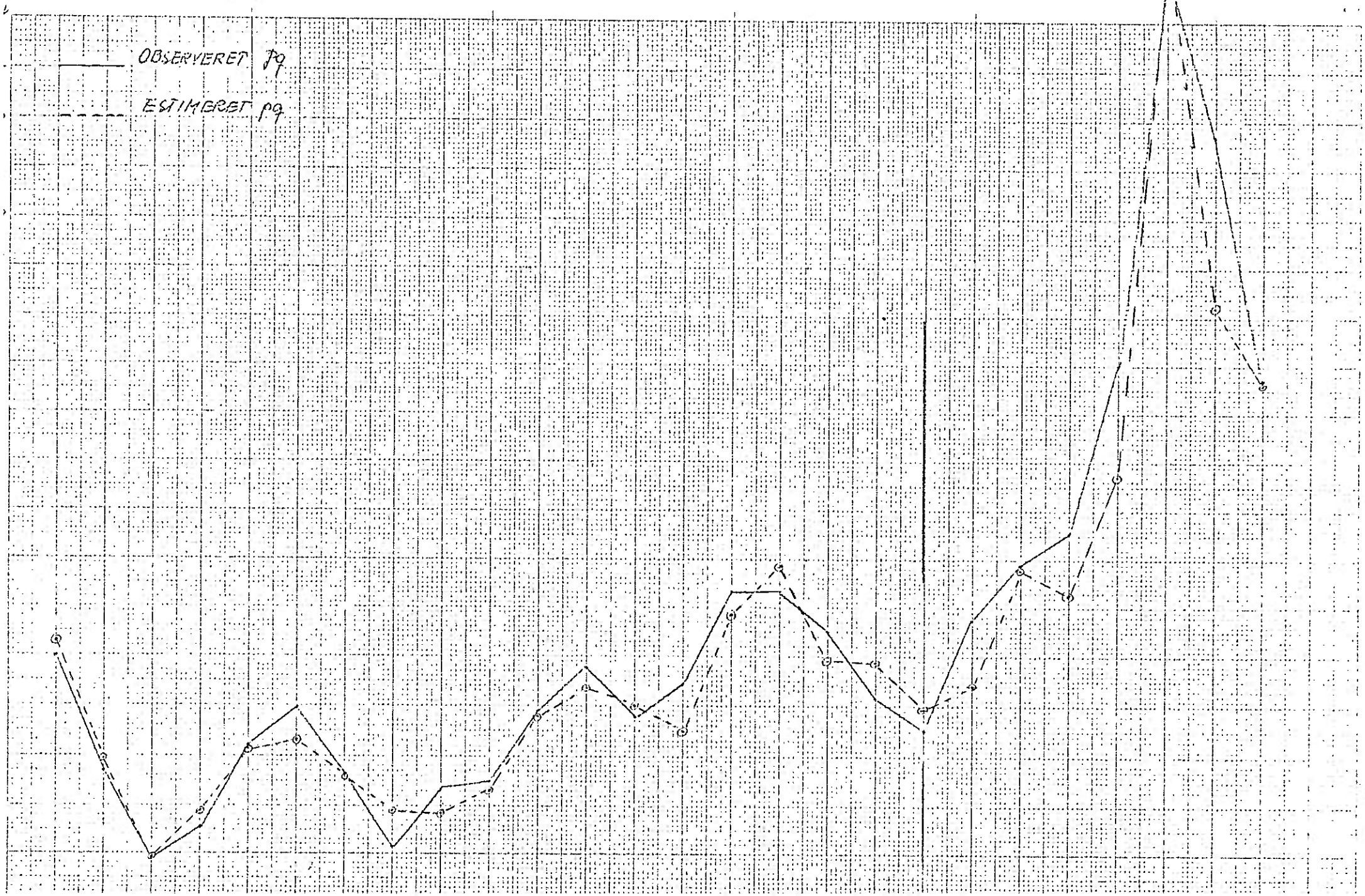
65.10

$$Dpq = 1.1912 + 0.1591\ Dpmr(-\tfrac{1}{7}) + 1.7770\ DWQ(-\tfrac{1}{7}) + 47.9677\ RCW(-\tfrac{1}{4})$$



72.4

$$Dpq = 1.6696 + 0.1808\, Dpmv(-\tfrac{1}{4}) + 1.2910\, DWa(-\tfrac{1}{4}) + 46.5994\, RCW(-\tfrac{1}{4}) + 3.4842\, DGSG$$



Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

EV/ev
24.okt. 77.

Endogen pct.

Eftersom vi på mængdesiden har forsøgt at forklare det samlede forbrug af udgifter i udlandet ved hjælp af bl.a. det private forbrug af udgifter i udlandet, fCt, vil en naturlig fortsættelse af den bag denne opdeling liggende tankegang være at forsøge at endogenisere "prisen på forbruget af udgifter i udlandet", pct. Denne prisvariabel er eksogen i modellen, og den er således et eksempel på en variabel, som hidtil har været eksogen på trods af, at den tilsvarende mængdekomponent optræder som endogen variabel, jf. diskussionen heraf i "En model", p. 232. Et af argumenterne for at lade pct være eksogen har været, at de tilsvarende priser for alle modellens importkomponenter er eksogene. At importindholdet i forbrugskomponenten er stort, er selvfølgelig givet rent definitorisk.

II

En "naturlig" fremgangsmåde ved forsøg på endogenisering af pct vil - med udgangspunkt i ovenstående - være at anvende et til det ved endogenisering af fMt anvendte omvendt ræsonnement og følgelig forsøge at forklare udviklingen i pct - eller rettere Dpct - ved "prisen på det samlede forbrug af udgifter i udlandet (eller identisk hermed prisdeflatoren for "turister, søfolk, m.v."), pmt. I overensstemmelse med hidtidig praksis vil vi indtil videre opfatte pmt som værende eksogen, jf. dog III.

Med udgangspunkt i data fra årene 1952-69 er nedenfor vist regressionsresultater fra OLS-regressioner af Dpct som lineær funktion af Dpmt. Udelades data for 1952, dvs. estimeres over perioden 1954-69, ændres resultaterne ikke uvæsentligt. Grunden hertil er, at der i 1953 observeres et fald i Dpct på ca. 2 procentpoint:

$$(2.1) \qquad Dpct = \underset{\substack{(0.2941)\\(-0.8506)}}{-0.2501} + \underset{\substack{(0.0627)\\(16.8008)}}{1.0534}\ Dpmt$$

$n = 1953\text{-}69 \quad s = 0.6470 \quad R^2 = 0.9495 \quad DW = 1.4473$

$RMSE(1970\text{-}76) = 0.811.$

(2.2) $$Dpct = \underset{(0.9985)}{\underset{(0.2038)}{0.2035}} + \underset{(23.0631)}{\underset{(0.0422)}{0.9723}}\ Dpmt$$

$n = 1954\text{-}69 \quad s = 0.4015 \quad R^2 = 0.9744 \quad DW = 2.2627$

RMSE(1970-76)= 0.349

Da konstantleddene ikke kan siges at være bestemt med særlig stor sikkerhed, er der endvidere estimeret over de samme perioder med udeladelse af konstantleddet. Resultatet ses nedenfor:

(2.3) $$Dpct = \underset{(30.3993)}{\underset{(0.0332)}{1.0083}}\ Dpmt$$

$n = 1953\text{-}69 \quad s = 0.6414 \quad R^2 = 0.9471$

RMSE(1970-76) = 0.170

(2.4) $$Dpct = \underset{(48.601)}{\underset{(0.0208)}{1.0089}}\ Dpmt$$

$n = 1954\text{-}69 \quad s = 0.4014 \quad R^2 = 0.9725$

RMSE(1970-76) = 0.181.

Der er således tale om,at en stigning i prisen på det samlede forbrug af udgifter i udlandet alt andet lige slår ud i en stort set tilsvarende stigning i prisen på det private forbrug, hvilket man også skulle vente a priori , idet der stort set er sammenfald mellem pct og pmt over årene og derfor også er stor korrelation mellem Dpct og Dpmt. Man kan så med nogen ret indvende, at vi med en sådan specifikation ikke har opnået synderligt andet end en forøgelse af antallet af endogene variable ; når Dpmt stadig er eksogen ,og Dpct er næsten lig Dpmt, vil også Dpct være at betragte som stort set eksogen. Ud fra et model~~konsistenssynspunkt~~ administrationshensyn vil en ændring af den her omtalte art dog være at foretrække.

Det bemærkes, at afkortningen af estimationsperioden forøger R^2 og reducerer spredningen og RMSE.[1] Det er imidlertid vanskelig på forhånd at afgøre hvilken periode, der mest rimeligt er i stand til - om nogen - at afspejle den grundlæggende sammenhæng.

---

1) RMSE er dog større i (3.4) end i (3.3)

III

PS om endogen Dpmt.

Med udgangspunkt i en række forsøg foretaget med det formål at forklare Dpct endogent, men med anvendelse af en anden fremgangsmåde end den ovenfor anvendte, skal her gøres rede for nogl estimationsresultater, der opererer med en endogen bestemmelse af pmt(Dpmt).

I analogi med specifikationen af de øvrige (private)forbrugskomponenters prissammenbindingsrelationer, estimeredes prissammenbindingsrelationer, i hvilke prisdeflatoren for den pågældende forbrugskomponent forsøgtes forklaret ved hjælp af:

1) importpriser
2) priser på indenlandske produktionssektorers produktion
3) indirekte afgifter og subsidier.

Eftersom der ikke er pålagt forbruget af udgifter i udlandet indenlandske afgifter og subsidier, blev forklaringsfaktorerne på forhånd afgrænset til 1) og 2).

Størstedelen af fMt udgøres af "direkte turistudgifter i udlandet"; herunder posteres også rejsebureauernes transaktioner med udlandet og omsætningen ved grænsehandelen. Endvidere er i fMt medtaget danske søfolks og flypersonales udgifter i udlandet. Endelig omfatter posten diplomati og postpakker.

Som proxy-variabel for pris virkningen af tjenesteindholdet i udlandsrejserne er bl.a. anvendt ln, lønnen pr. arbejdstime i industrien (i indlandet). Det kan derfor a priori frygtes, at denne variabel vil bevirke, at pmt (eller Dpmt) overvurderes, eftersom produktivitetsstigningen må formodes at blive undervurderet, og eftersom lønstigningen i Danmark - korrigeret for valutakursudviklingen - har været hastigere end i det for turismen relevante udland. For i nogen grad at tilgodese det første af disse forhold er som alternativ til ln tillige anvendt prisdeflatoren i sektoren øvrige erhverv, pq. Sektoren "øvrige erhverv som endnu ikke er integreret i modellen, er ikke særlig homogent afgrænset, og prisdeflatoren pq er måske derfor ikke nogen særligt tilfredsstillende repræsentant for prisen på tjenesteydelser. Det medgives, at der med en sådan fremgangsmåde heller

ikke kan siges at være korrigeret for valutakursudviklingen. Ud fra den kendsgerning at der med rejser i udlandet er forbundet et vist køb af varer og tjenester, er endvidere som proxy for disse goders priser benyttet importpriserne pmc og pmq (prisen på importerede forbrugsvarer og prisen på import af øvrige varer og tjenester). Eftersom der endvidere hermed er forbundet et forbrug af transportydelser, ti hvis fremstilling der medgår et vist energiforbrug, er også prisen på importeret brændsel - pme - anvendt.

Estimationsresultater.

Anvendes udelukkende importpriser som forklarende variable fås følgende resultat:

(3.1) $$Dpmt = \underset{\substack{(0.7054)\\(5.6547)}}{3.9886} + \underset{\substack{(0.1428)\\(2.1149)}}{0.3020}\ Dpmc + \underset{\substack{(0.1323)\\(0.2512)}}{0.0332}\ Dpmq - \underset{\substack{(0.0655)\\(-0.0219)}}{0.0014}\ Dpme$$

n = 1953-69 s = 2.3529 R^2 = 0.3242 DW = 1.7577

RMSE(1970-76) = 11.569.

Betragtes korrelationsmatricen, fås en begrundelse for de usikre koefficienter til Dpmq og Dpme. Korrelationen mellem disse regressorer og Dpmc og mellem Dpmq og Dpme indbyrdes er større end korrelationen mellem Dpmt og de respektive regressorer. Kun for Dpmc gør det modsatte sig gældende. For at undgå disse multikollinearitetsproblemer er forsøgt med en række ad hoc-variable sammenvejet af udtryk for importpriserne:

(3.1.1) Dpm1 = D(0.6*pmc + 0.4*pmq)

(3.1.2) Dpm2 = D(0.6*pmc + 0.3*pmq + 0.1*pme)

(3.1.3) Dpm3 = 0.5*Dpmc + 0.5*Dpmq

(3.1.4) Dpm4 = 0.7*Dpmc + 0.3*Dpme

Ingen af disse udtryk synes imidlertid at være bedre end Dpmc alene.

	Dpmt	Dpmc	Dpmq	Dpme	Dpm1	Dpm3	Dpm4
1		.57	.28	.22	.53	.50	.48
2			.40	.36	.89	.82	.84
3				.40	.78	.85	.48
4					.45	.46	.81
5						.99	.82
6							.78

Eftersom pmt er indeholdt i pmq, ville det i den samlede model endvidere være uheldigt at lade pmt være forklaret af pmq. Vi vil derfor i det følgende lade importpriserne være repræsenteret udelukkende ved Dpmc.

Vender vi os til Dln og Dpq, ses det, at korrelationen til Dpmt ikke er ubetydelig - henholdsvis 0.76 og 0.66. Regressioner med både importpriser og lønudtryk eller sektorprisen i øvrige erhverv inde i regressionen giver følgende resultater:

$$
\begin{array}{lllll}
(3.2) & Dpmt = & 1.9845 + & 0.1557\ Dpmc + & 0.3935\ Dpq \\
 & & (1.0953) & (0.1302) & (0.1843) \\
 & & (1.8122) & (1.1954) & (2.1357)
\end{array}
$$

n = 1953-69 s = 1.974 R^2 = 0.4877 DW = 2.11

MAE = 5.242 RMSE(1970-76) = 6.201.

$$
\begin{array}{lllll}
(3.3) & Dpmt = & 1.7394 + & 0.1370\ Dpmc + & 0.0235\ Dln \\
 & & (0.8292) & (0.1072) & (0.00717) \\
 & & (2.0977) & (1.2780) & (3.2741)
\end{array}
$$

n = 1953 - 69 s = 1.711 R^2 = 0.6153 DW = 2.47

MAE = 2.217 RMSE(1970-76) = 2.863.

Det ses, at Dln giver det "pæneste" resultat både målt ved R^2, s, MAE og RMSE. Hvis vi forsøger med både Dpq og Dln som regressorer fås:

$$
\begin{array}{lllll}
(3.4) & Dpmt = & 1.4298 + & 0.1135\ Dpmc + & 0.1189\ Dpq + 0.0202\ Dln \\
 & & (1.0054) & (0.1172) & (0.2065)\quad (0.00927) \\
 & & (1.4221) & (0.9681) & (0.5761)\quad (2.1807)
\end{array}
$$

n = 1953-69 s = 1.753 R^2 = 0.6249 DW DW = 2.58

MAE = 2.046 RMSE(1970-76) = 2.748

Bortset fra residualspredningen er relationen tilsyneladende marginalt pænere end (3.3). Det bemærkes dog, at signifikansen af Dpmc og Dpq er svag, og det er formentlig vanskeligt at begrunde, hvorfor både Dpq og Dln skal med. Et argument kunne være, at der ikke uden Dln i tilstrækkeligt omfang tages hensy til prisudviklingen i de tjenesteproducerende erhverv, bl.a. p.gr.a. inhomogeniteten af sektoren øvrige erhverv.

Som supplement til MAE og RMSE er nedenfor vist de beregnede residualer uden for estimationsperioden; opmærksomheden henledes i den forbindelse på eksistensen af databruddet i 1969, der er pg
Det ses, at bortset fra i 1976 er (3.4) at foretrække frem for (3.
(3.1) og (3.2) er, som det ses, præget af, at der for alle år er

tale om positive residualer.

	fakt. Dpmt	residualer med: (3.1)	(3.2)	(3.3)	(3.4)
1970	9.06	3.28	2.69	0.40	0.56
1971	9.72	1.02	0.54	-3.07	-2.56
1972	11.45	5.73	3.75	0.98	0.96
1973	17.26	10.79	6.00	1.06	-1.02
1974	28.15	14.55	7.39	2.95	2.37
1975	26.11	20.19	11.60	-1.07	0.70
1976	22.78	12.52	4.72	5.99	-6.16

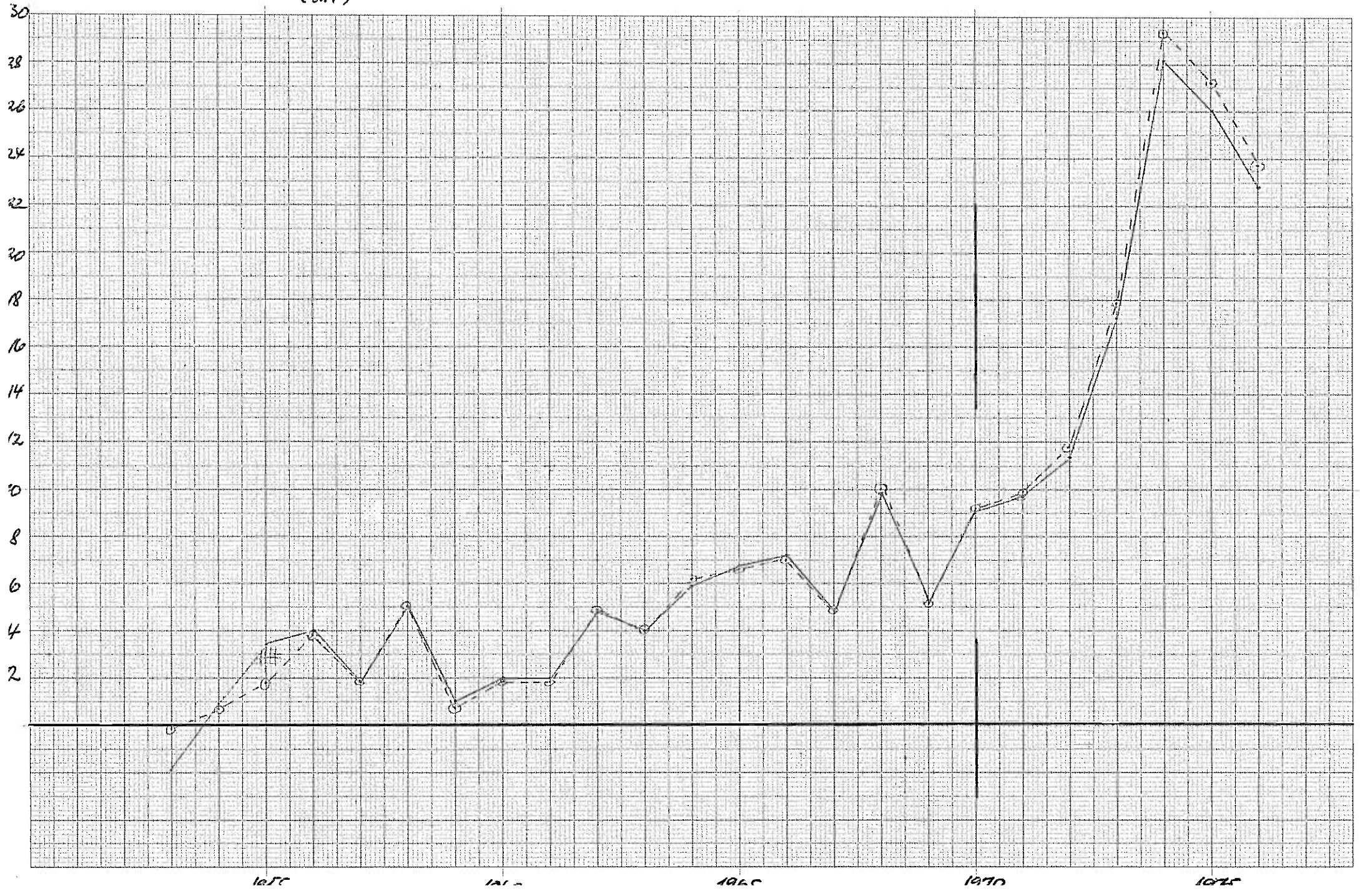
Et forsøg på at inddrage andre indenlandske sektorpriser synes på forhånd ikke rimeligt.

Det skal her medgives, at fremgangsmåden kan synes teoretisk lidet tilfredsstillende, idet prisudviklingen i udlandet næppe er tilstrækkeligt repræsenteret.

I et mere seriøst forsøg burde man måske overveje at konstruere et sammenvejet udtryk for prisudviklingen i udlandet - korrigeret for valutakursudviklingen og sammenvejet med den andel, som turistudgifterne i det enkelte land udgør af de samlede udgifter. Et sådant mål ville selvfølgelig have den skavank, at de foreliggende oplysninger om turistudgifternes fordeling på lande baseres på fordelingen af transaktionsvaluta på møntsorter, hvilken jo kan afvige fra den fordeling, som ville fremkomme ved fordeling af de faktisk afholdte turistudgifter. Den her benyttede fremgangsmåde må således siges at være lettere at håndtere.

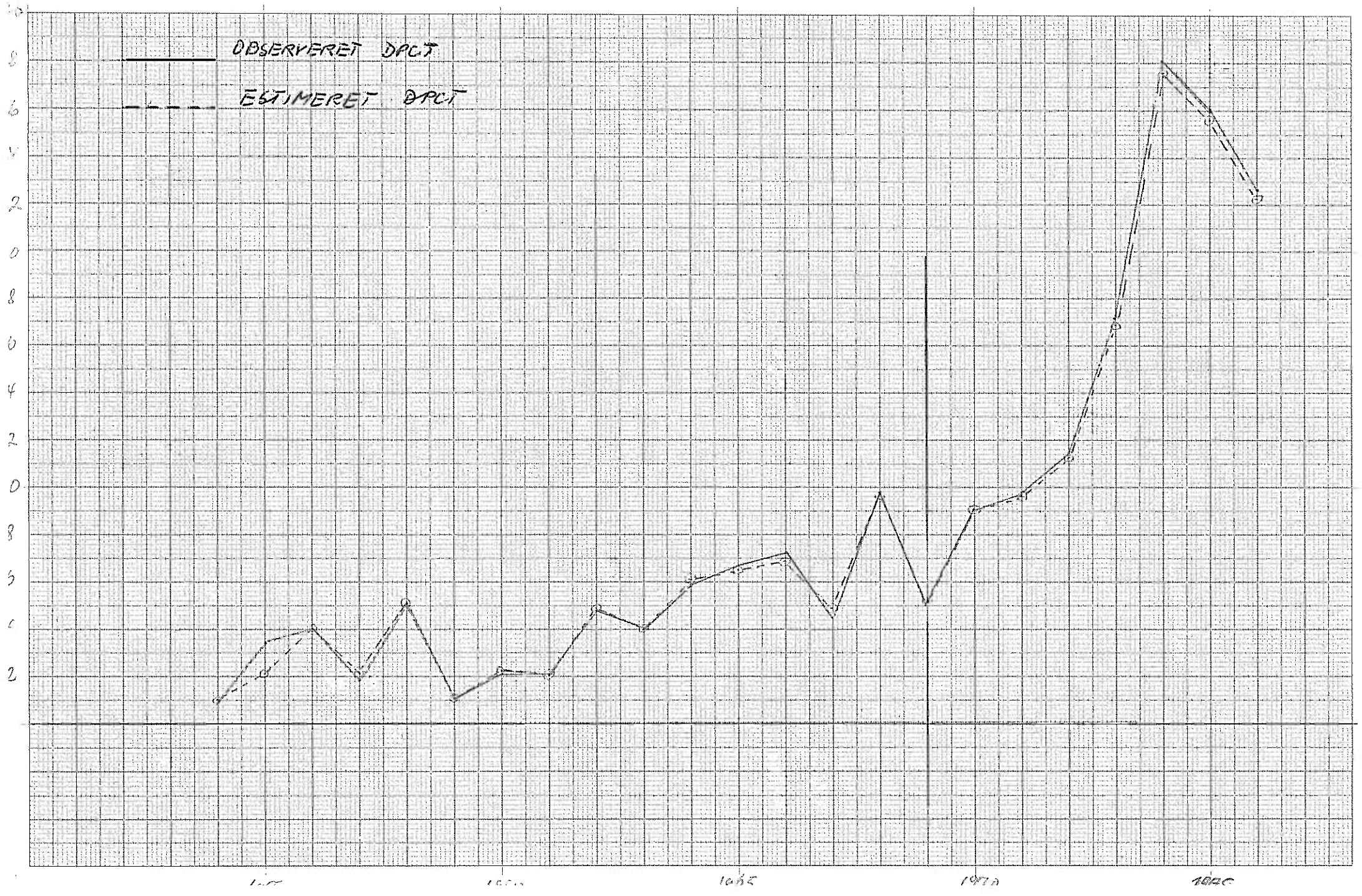
1953 - 69

FIG 1. (2.1) DPCT = −0.2501 + 1.0534 DPMT



1954-69

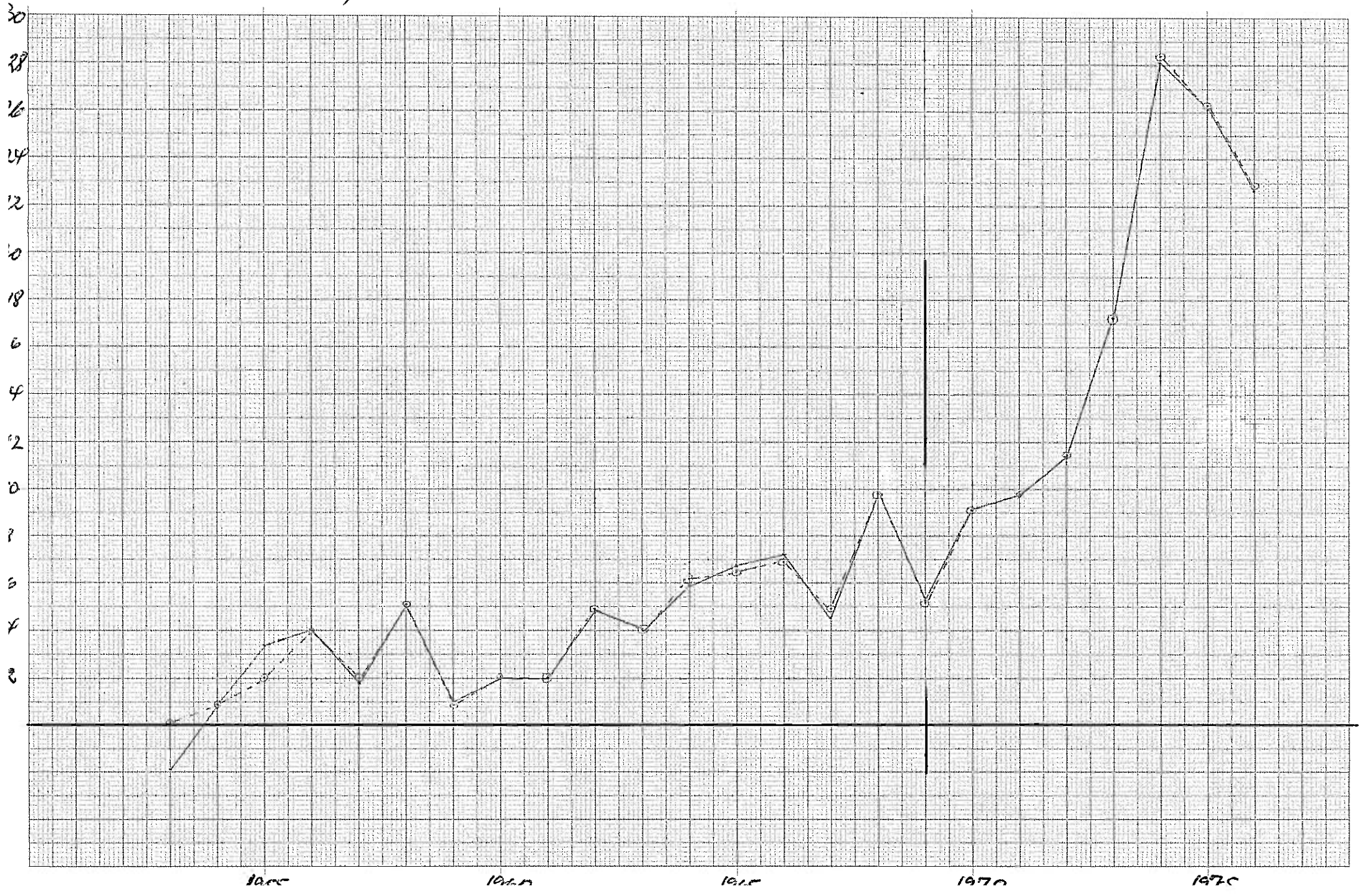
FIG. 2 (2.2) $D_{pct} = 0.2035 + 0.9723\, D_{pmt}$



1953-69

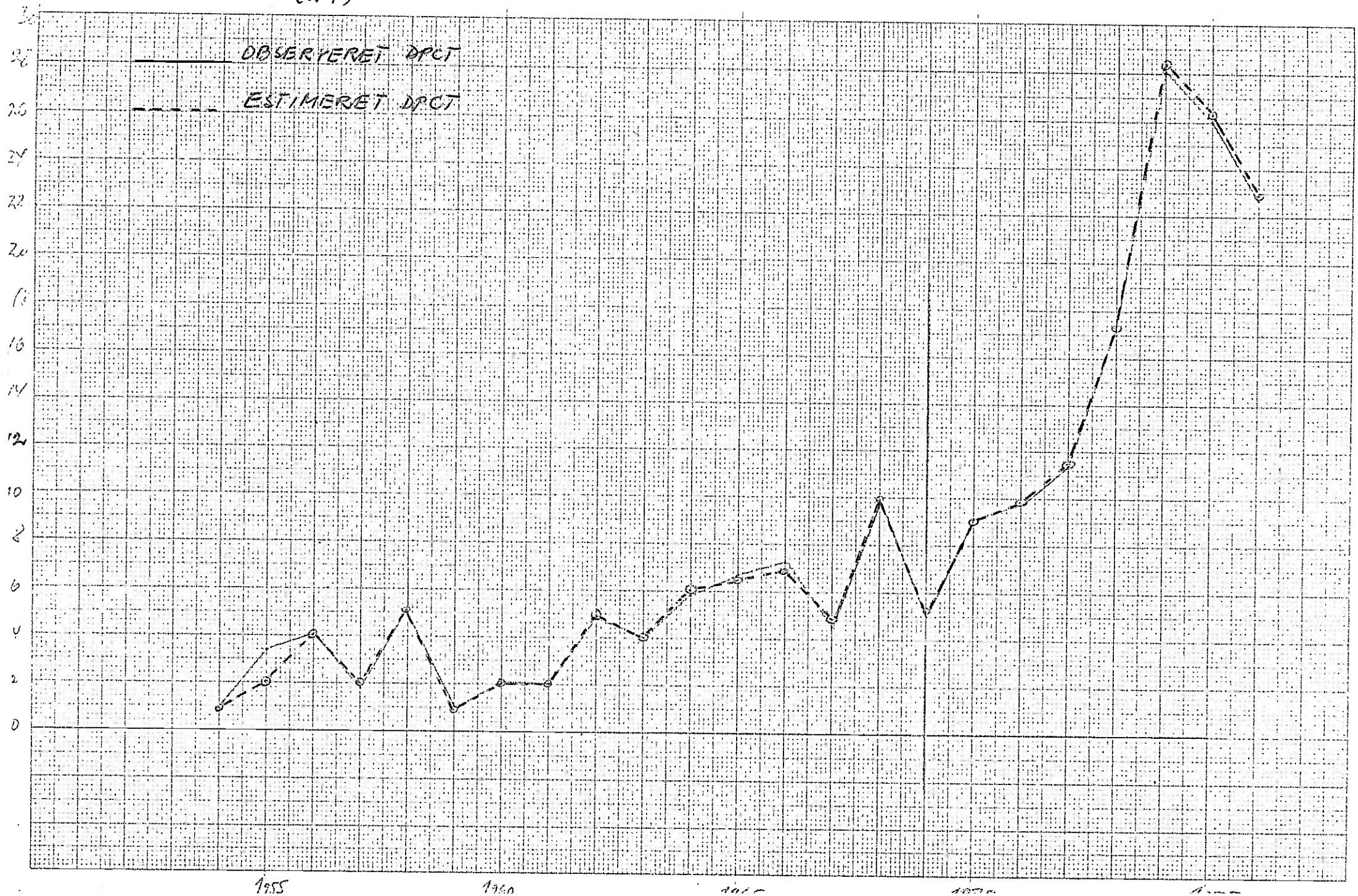
FIG. 3 (2.3)

DPCT = 1.0083 DPMT



1954-69

FIG. 4 (2.4) Dpct = 1.0089 Dpmt

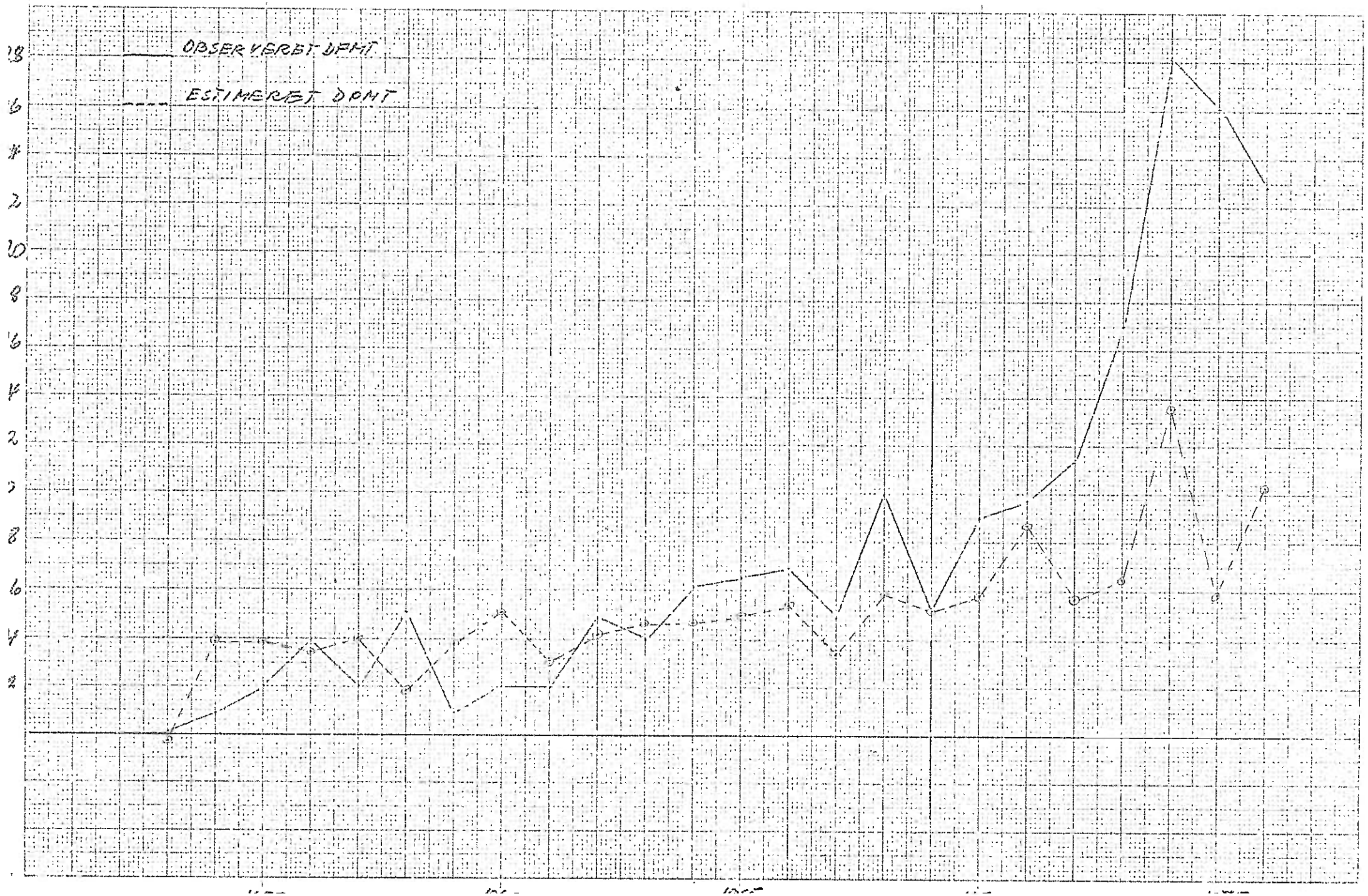


1953-69

Nr. 248

FIG. 5 (3.1)

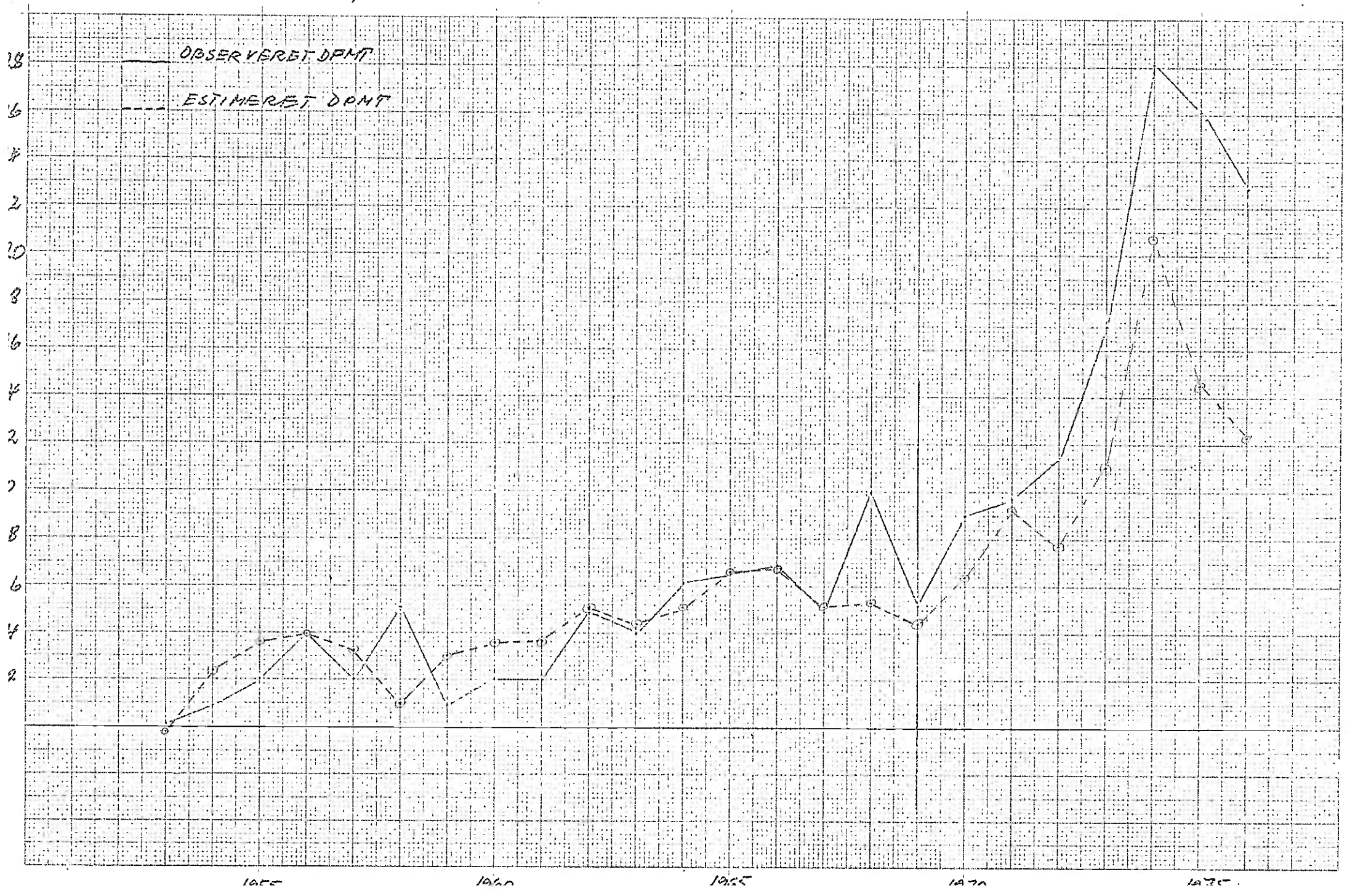
DPMT = 3.9886 + 0.3820 DPMC + 0.0332 DPMQ − 0.0014 DPME



1953-69

FIG. 6 (3.2)

$DPMT = 1.9850 + 0.1557\ DPMC + 0.3935\ DPQ$

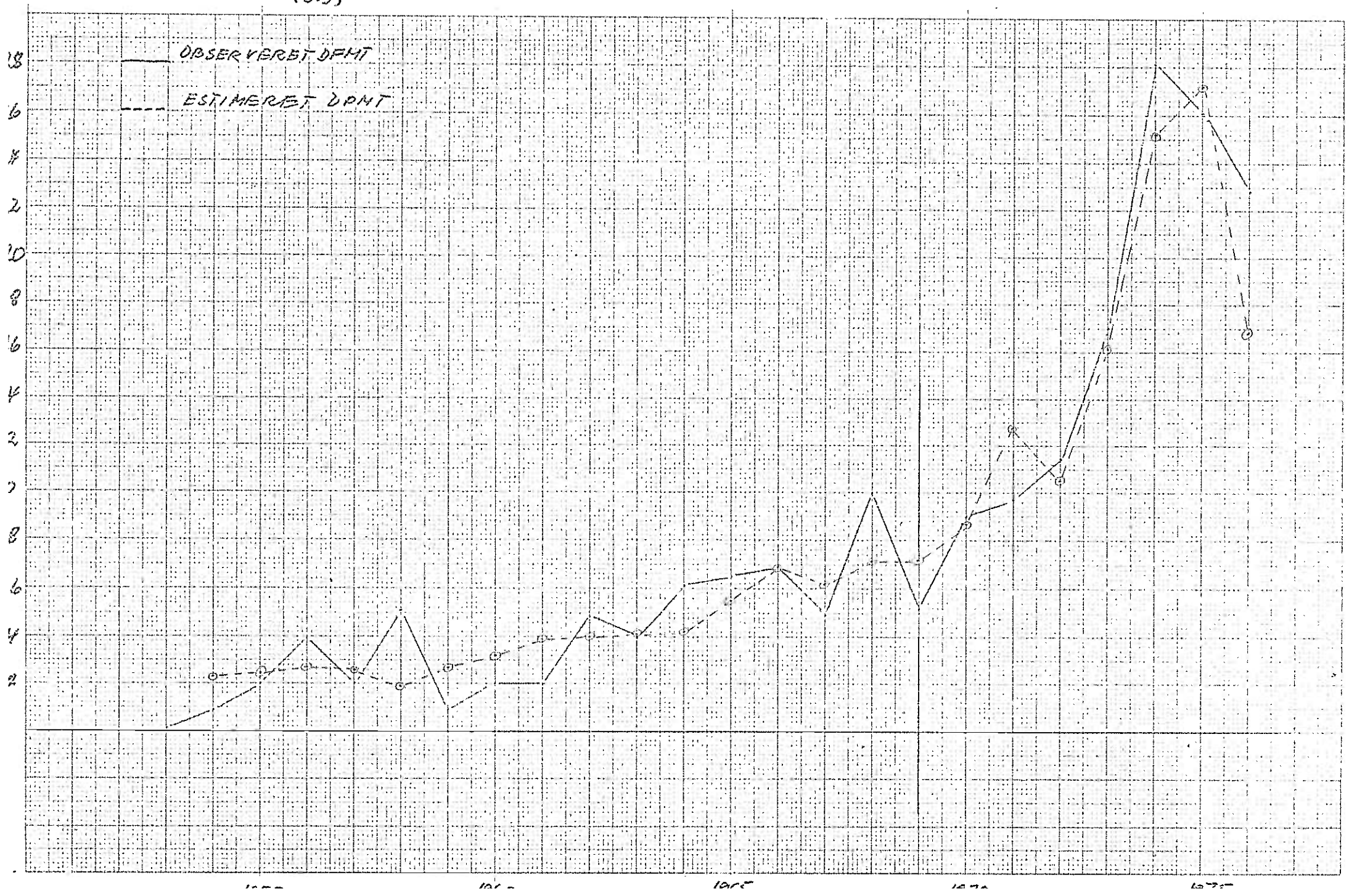


1953-69

Nr. 248

FIG 7
(3.3)

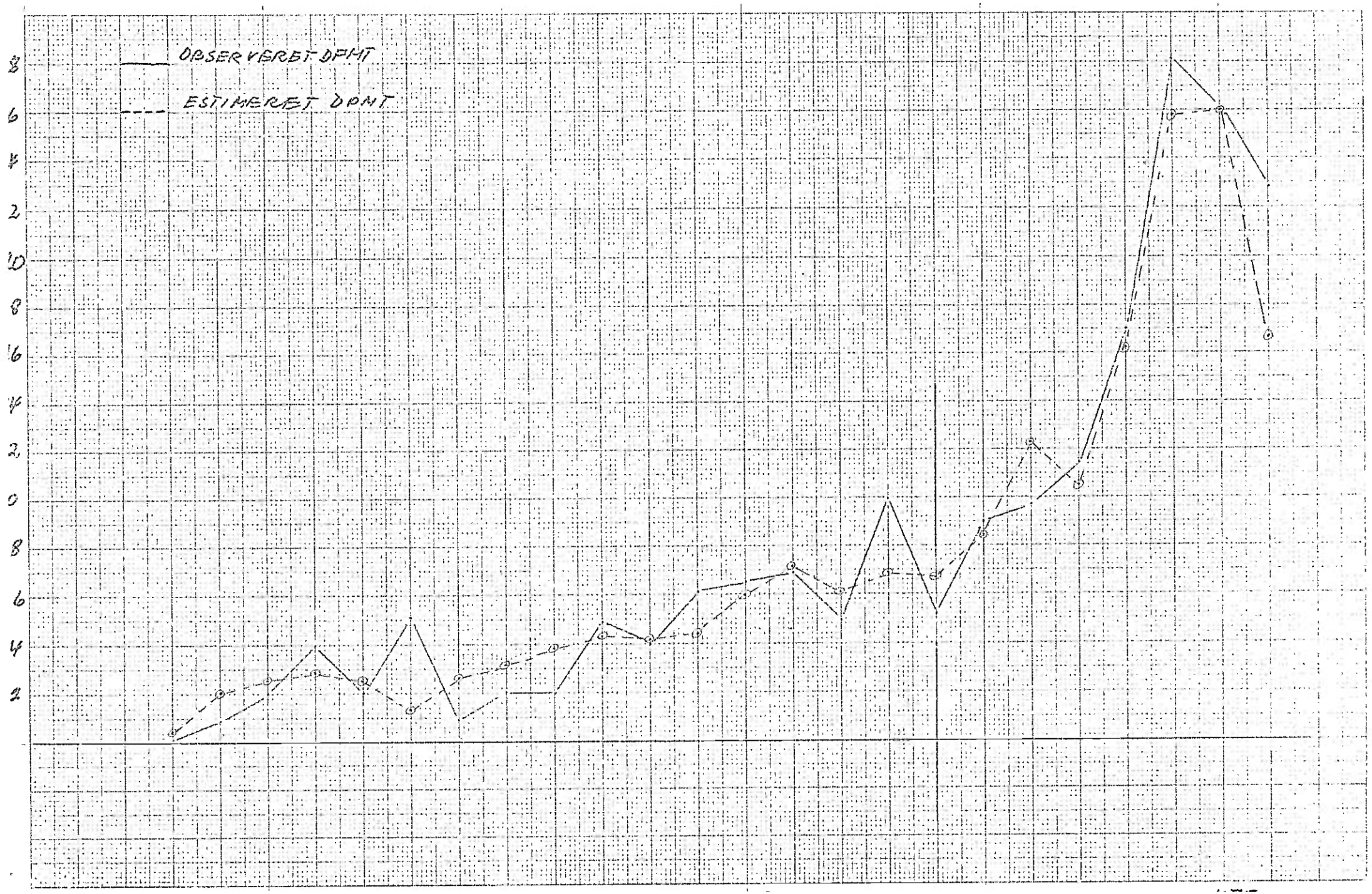
DPMT = 1.7215 + 0.0884 DPMC + 0.0241 DLN



1953-69

Nr. 248

Fig. 8 (3.4) DPMT = 1.4298 + 0.1135 DPMC + 0.1189 DPQ + 0.0202 DLN



Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

10.okt. 1977
EV/ev

En række supplerende forsøg på at gøre fMt endogen.[1)]

Idet vi tager udgangspunkt i de resultater, som blev fremlagt tidligere[1)], skal vi her forsøge at afslutte den der påbegyndte diskussion.

Mod relation(3.8) kan indvendes, at eftersom konstantleddet er så lille og insignifikant, som det er, bør der forsøges med en origoestimation. Resultatet er vist nedenfor.

(3.8.1) $$DfMt = \underset{\substack{(0.01645)\\(62.5704)}}{1.0295}\ DfCtA$$

1953-69, n = 17 ; s = 5.1427 ; R^2 = 0.9883 ;
RMSE(1970-75) = 11.306.

Det ses, at ændringen i forhold til (3.8) er minimal, jf. også fig.7.[2)] Da imidlertid residualspredningen og RMSE er marginalt mindre må (3.8.1) foretrækkes frem for (3.8).

Eftersom relation (3.9) giver et i forhold til de umiddelbare forventninger dårligt resultat, og da det er utilfredsstillende, at koefficienten til DfCt i de øvrige relationer ikke a priori har en værdi på +1, er der konstrueret en variabel med følgende udseende, jf. (3.10), og som er forsøgt anvendt som proxy-variabel for fCot:

(3.10) fCotprox = fCotkv(-1)*fCo.

Det antages implicit med en sådan specifikation, at den andel af fCo som "udgifter i udlandet" for den offentlige sektors vedkommende udgjorde i foregående periode, også vil være gældende i den efterfølgende periode. I appendiks 2, tabel 1, er vist forskellen mellem fCot og fCotprox, her kaldet fCotdif. Med en sådan fremgangsmåde

---

1) Notatet skal ses som en tilføjelse og en delvis omarbejdelse af afsnit III og IV i notat af 10. september 1977.

2) nummereringen af relationer og figurer skal ses i forlængelse af den i det nævnte notat anvendte.

sikres det, at fCt får tillagt en koefficient på +1, hvilket er teoretisk tilfredsstillende.

Dernæst er fCot forsøgt forklaret ved hjælp af fCotprox, jf. (3.11) og residualerne herfra er sammenstillet med fCotdif. Det bemærkes, at forskellen mellem de to talrækker jf. tabel 1, ikke er markant, og at for både fCotdif og residualerne fra (3.11) gælder, at fremskrivningsfejlen over perioden 1970-75 er væsentligt påvirket af den store residual i slutåret. Beregnes RMSE for (3.11) over perioden 1970-74, fås en værdi på 6.79.

$$(3.11) \qquad fCot = \underset{\substack{(3.2097)\\(1.1552)}}{3.7077} + \underset{\substack{(0.0620)\\(18.4685)}}{0.9613}\ fCotprox$$

1953-69, n = 17 ; s = 5.4883 ; R^2= 0.9579 ; DW = 2.2869 ; RMSE(1970-75) = 10.39.

Konstantleddet er ikke signifikant, hvilket sammen med det stærkt signifikante led fCotprox bevirker, at relationen ser tilforladelig ud. De estimerede værdier af fCot synes imidlertid at beskrive udviklingen i fCot med et lag på en periode. Udsving i fCot beskrives derfor mindre pænt, jf. fig. 8.

De samme variable, som er benyttet i (3.11) er anvendt nedenfor blot udtrykt i årlige ændringer. Estimationsperioden er her begrænset til 1954-69 af hensyn til datamaterialets kvalitet. Dette forsøg kan igen næppe karakteriseres som vellykket, jf. fig 9:

$$(3.12) \qquad DfCot = \underset{\substack{(1.6208)\\(3.9011)}}{6.3228} - \underset{\substack{(0.2126)\\(-1.0402)}}{0.2211}\ DfCotprox$$

1954-69, n = 16 ; s = 4.7927 ; R^2 = 0.017 ; DW = 1.9865 ; RMSE(1970-75) = 14.93.

Relationen domineres helt af det store og signifikante konstantled. R^2 er som med (3.9) stort set nul, og det ses, at selvom residualerne op til 1965 er bedre end med (3.9) bryder relationen i lighed med (3.9) ned i 1966. RMSE er endvidere større end med (3.9).

I stedet for at regressere DfCot på DfCotprox er tidligere ogs fo søgt med DfCotkv som regressor, jf. (4.1). Selvom der op-

står ubehageligheder med anvendelse af den samtidige værdi af fCotkv,p.gr.a. mangel på a priori information, på et givet forudsigelsestidspunkt, vil man alligevel, hvis man skal fremskrive over mere end een periode, skulle skønne over fCotkv i indeværende periode med anvendelse af fcotprox. Man kunne derfor foreslå at lade fCot bestemme ud fra skøn over den ulaggede værdi af fCotkv multipliceret med fCo. Som grundlag for dette skøn kunne evt. som et første gæt - eller sidste udvej - den trendmæssigt beregnede værdi benyttes, jf. (4.5):

$$(4.5) \quad \underset{}{fCotkv} = \underset{\substack{(0.00100)\\(0.1942)}}{0.0001945} + \underset{\substack{(0\ 00004090)\\(11.2052)}}{0.0004583}\ Tid$$

1953-69, n = 17 ; s = 0.00826 ; R^2 = 0.893 ; DW = 1.719 ; RMSE(1970-75) = 0.01643.

Da der således synes at være en trend i fCotkv, er det iøvrigt påfaldende, at koefficienten til fCotprox i (3.11) ikke er større end 1.

For at undersøge, hvorvidt det er et rimeligt forslag at beregne fCot ud fra den værdi af fCotkv, der fremkommer ved anvendelse af (4.5) og multiplicere denne med den faktiske (eller skønnede) værdi af fCo, er i tabel 1 beregnet, hvor stor forskellen er mellem den faktiske fCot og den således beregnede. Bortset fra fremskrivningen i 1973-74 må man sige, at resultatet ikke er helt horribelt, og at det i hvert fald kan stå mål med anstrengelserne i (3.10) og (3.11).

Konklusionen synes således at blive, at man med lige så stor fordel, som hvis man forlader sig på et forslag som (3.9) (3.11) eller (3.12) kan benytte den mere mekaniske trendfremskrivning. Dette forslag kan måske siges at udgøre en vis afvejning af en teoretisk tilfredsstillende specifikation og så de resultater, der tilsyneladende fremkommer. Et andet kompromisforslag kunne evt. være (3.8.1), i hvilken en vis a priori fastlæggelse af koefficienten gør sig gældende i forbindelse med sammenvejningen af fCt og fCo.

MILLKR.

FIG.7.

fCotprox = fCotkv(-1)*fCo (3.10)

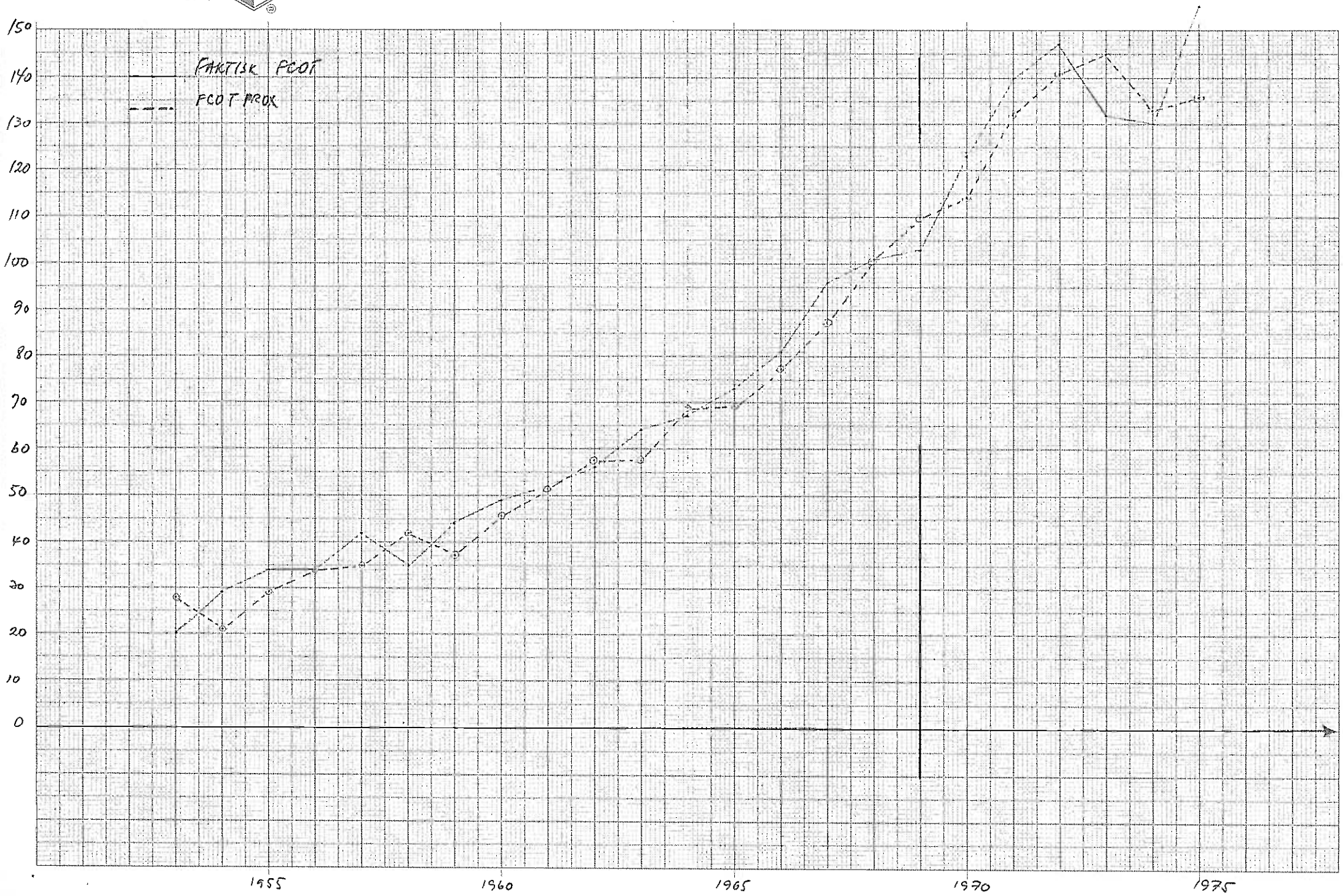


Fig 8

$$fCot = 3.7077 + 0.9613\ fCotkv(-1)fCo \quad (3.11)$$

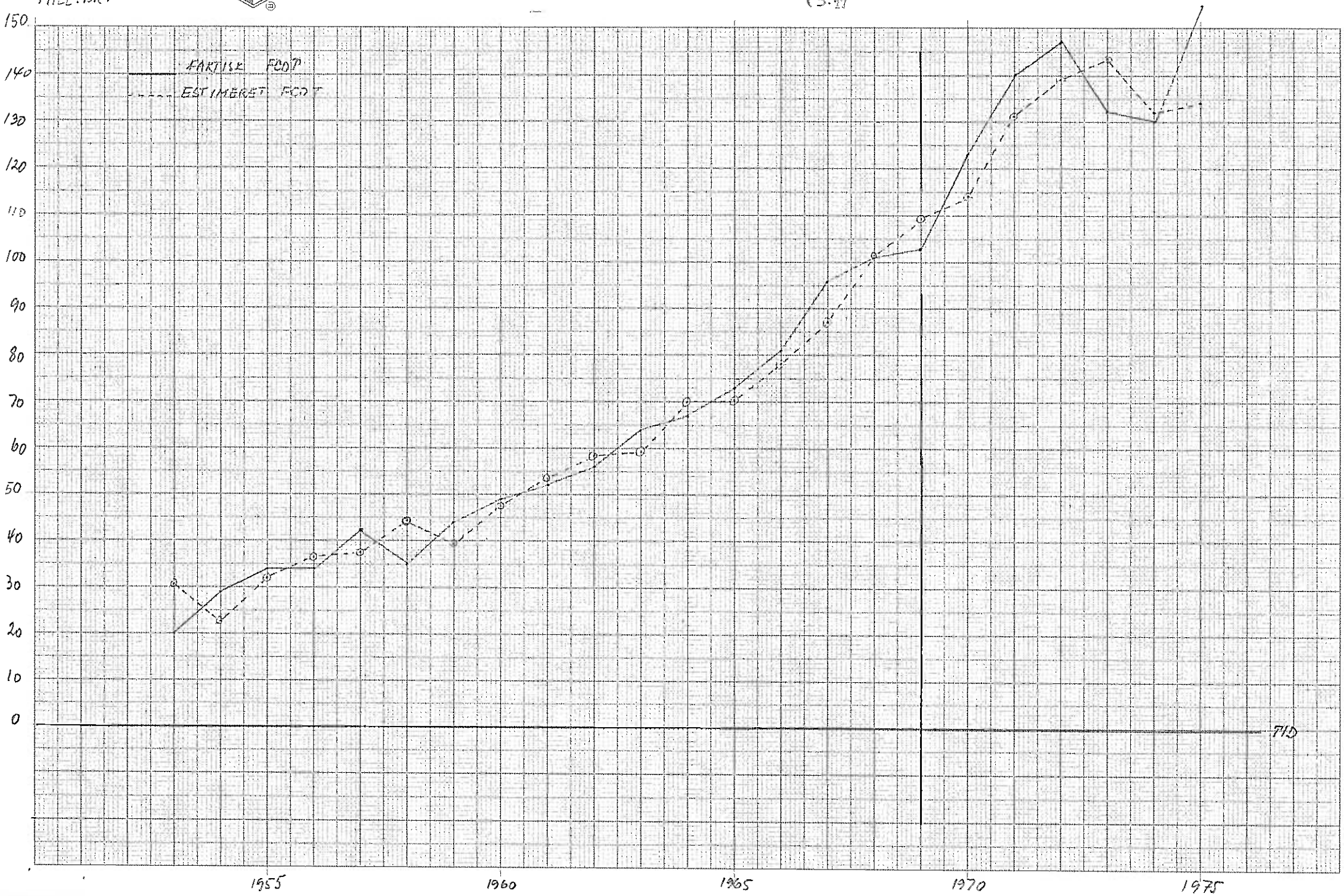


FIG. 9

$$DfCot = 6.3228 - 0.2211\ D(fCotkv(-1) * fCo) \quad (3.12)$$

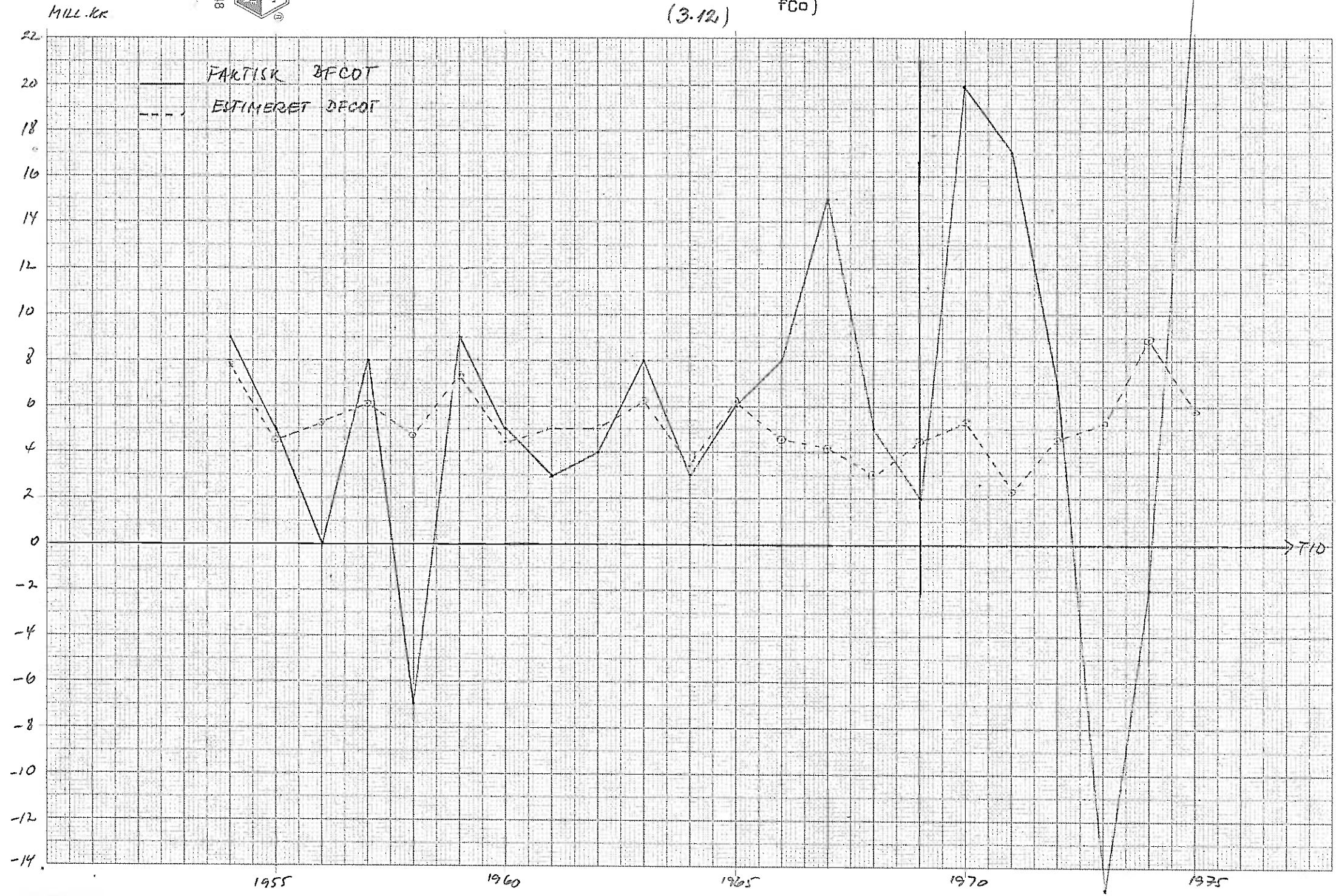
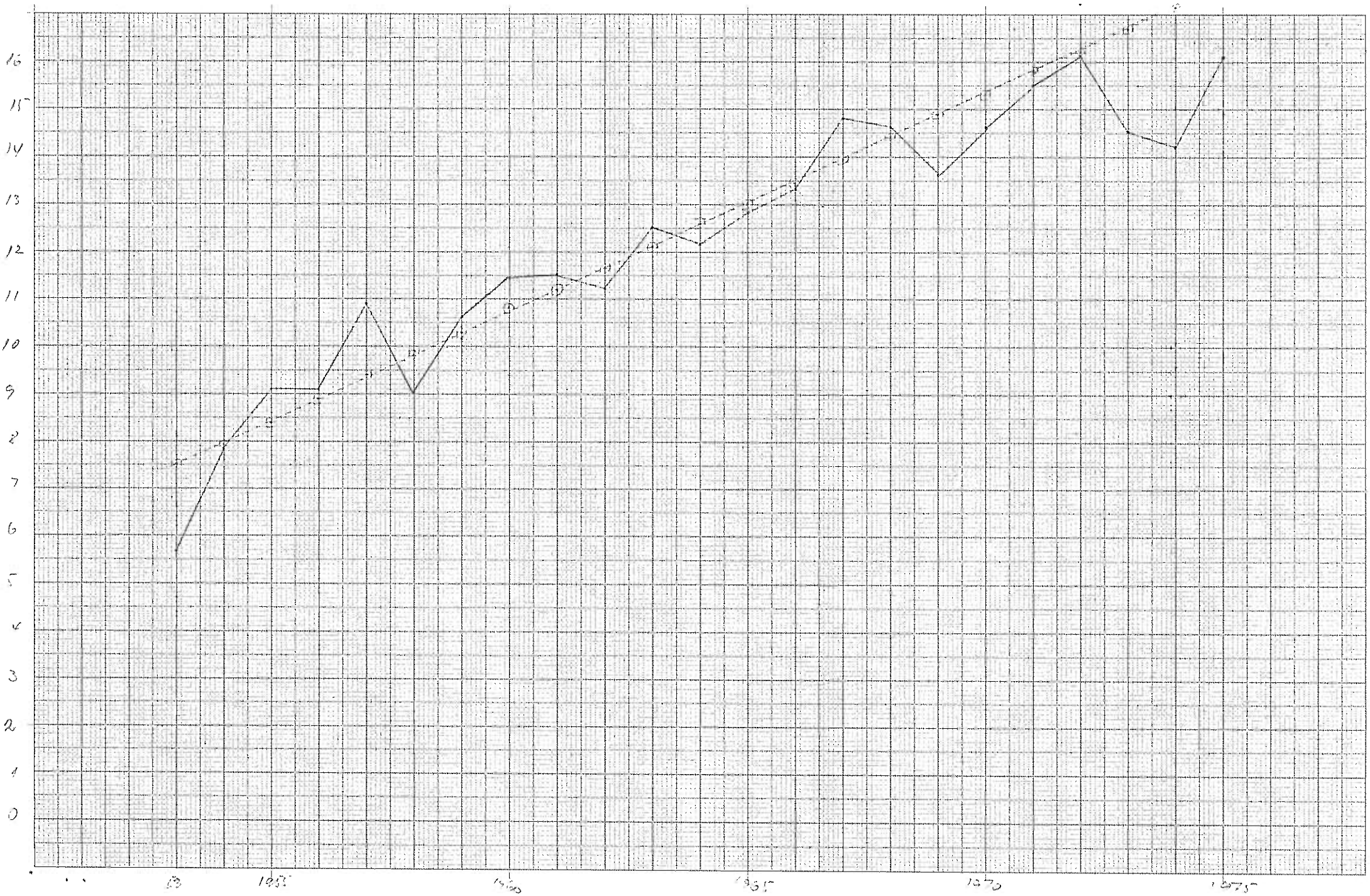


Fig 10.

(4.5)



Appendiks 2

		fCotdif	res. med (3.11)	jf. (4.5) fCot-fCotkv*f(
Tabel 1.	1953	- 7.96	-10.59	-6.53
	54	8.06	5.16	-0.47
	55	4.68	2.10	2.49
	56	-0.06	-2.45	0.72
	57	6.94	4.58	5.91
	58	-7.27	-9.35	-3.10
	59	6.71	4.44	1.49
	60	3.30	1.36	2.96
	61	0.40	-1.31	1.39
	62	-1.24	-2.74	-2.01
	63	6.45	4.97	2.03
	64	-1.96	-3.01	-2.31
	65	3.6.	2.61	-1.39
	66	3.59	2.87	-0.61
	67	8.79	8.46	5.14
	68	-0.79	-0.56	1.48
	69	-7.10	-6.55	-8.96
	70	8.24	8.97	-5.58
	71	7.26	8.68	-3.28
	72	5.95	7.70	-0.49
	73	-13.87	-11 94	-17.11
	74	-3.82	-2.35	-27.76
	75	18.87	20.43	-16.47

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

10. september 1977
EV/ev

Om diverse forsøg på endogenisering af importkomponenten fMt.

I. Indledning.

I "En model .." og i ADAM marts-76 behandles importen af varer og tjenester i faste priser, fM, opdelt i følgende komponenter: fMr, fMi, fMc, fMe, fMa og fMq. De 4 første er i ADAM marts-76 alle endogene, mens de to sidstnævnte optræder som eksogene variable. I det følgende vil vi diskutere mulighederne for at ændre på dette forhold, idet vi forsøger at endogenisere dele af komponenten fMq.

II. Datagrundlaget.

fMq, importen af øvrige varer og tjenester i faste priser, har i modellen indtil dato haft karakter af en residualkomponent; den indeholder således dels varekategorier, for hvilke der ikke med nogen rimelighed kan skabes noget udtryk for de importerede mængder, in casu skibe og fly, dels indeholder den - foruden tjenesteposter - et afstemningselement, der udligner forskellen mellem handels- og nationalregnskabsstatistikkens tal for importen. Tal for den samlede import af varer og tjenester udtrykt i faste priser, fM, stammer fra nationalregnskabsstatistikken, mens tal for den egentlige vareimport i faste priser, eksklusive skibe og fly, beregnes ud fra handelsstatistikken (handelstabelværkernes kvantumsindeks, jf. "En model .." p. 132 og 289).

Tjenesteimporten opdeles i nationalregnskabets opgørelse af betalingsbalancen i følgende komponenter:

2.1 "turister, søfolk m.v.", dvs. direkte turistudgifter, passagerudgifter til skibe og fly, søfolks lønninger, lønninger til flypersonale, diplomati og postpakker.
2.2 danske skibes udgifter i udlandet.
2.3 andre tjenester iøvrigt.

Hele komponenten fMq er som anført eksogen i modellen. I "En model .."

bemærkes p. 132-34, at det ikke hidtil har været muligt at forklare 2.2 endogent - endsige at forklare 2.3 endogent. Noget sådant skal heller ikke forsøges her, idet vi vil koncentrere os om at endogenisere 2.1. Dette er endvidere påkrævet, eftersom størsteparten af komponenten består af import af tjenester, der - rent definitorisk - er nært knyttet til den del af det private konsum, der bærer betegnelsen "forbruget af turistrejser", fCt [1], og som netop i ADAM forklares endogent [2]. Ønskerne går således i retning af at udbedre den brist i modellens indre konsistens, som ovenstående er udtryk for [3]. Hvis man ikke foretager en endogenisering, bør man i hvert fald have for øje, om modellen generer talværdier for fCt, der bringer denne ud af trit med forløbet i fMt.

II.1. Lidt om fMt, fCt og fCot.

fMt er i det følgende defineret ved den importkomponent, vi ovenfor har kaldt 2.1, og som med betalingsbalancens terminologi kaldes "turister, søfolk m.v.", jf. S.U. 7, tabel 14 B, løbenr. 9. [4]

fCt er "udgifter i udlandet" defineret ved løbenr. 11 i tabellen over det private konsum i 1955 priser. Forskellen mellem fMt og fCt - her kaldet fCot - udgør derfor de af den offentlige sektor afholdte udgifter til køb af "turistrejser" i udlandet. [5] Den måde, hvorpå tal for det offentliges køb af "udgifter i udlandet" fremkommer, skal kort omtales.
På basis af dels det samlede konsums fordeling på konsumkategorier, dvs. fødevarer, drikkevarer og tobak, etc. ..., dels kendskabet til udlændinges samlede købe af varer og tjenester til konsum her i landet og det of-

---

1) I "En model ..." p. 261 defineres fCt tilsyneladende ud fra tabel 19 i S.U. 7, løbenr. 11; da denne tabel refererer til forbruget af turistrejser for det samlede konsums vedkommende og ikke til det private konsum, burde henvisningen i stedet have været til tabel 17, løbenr. 11 (iøvrigt kaldes denne forbrugskomponent for "udgifter i udlandet")

2) Relationen til forklaring af fCt har i marts-76 versionen følgende udseende (simulationsform):

$$DfCt = 15.61 + 0.01865\ DYd + 0.00663\ DYd(-1) - 1178\ D(pct/pcp) + 231.6\ D(pct/pcp)(-1)$$

3) pct udgør en anden variabel, der vel burde forsøges endogeniseret.

4) fMt bliver derved identisk med forbrugskomponenten "udgifter i udlandet", jf. tabel 19 i S.U. 7, løbenr. 11.

5) Det nøjere indhold af disse offentlige udgifter er ikke ganske åbenbart som følge af den måde, hvorpå tallet beregnes, jf. nedenfor. Formentlig må størsteparten tilskrives diplomati.

fentliges samlede varekøb (ekskl. visse militære køb) fordeles sidstnævnte to grupper ud på konsumkategorier ved en proportional fordeling, i hvilken de benyttede vægte er de andele, hvormed konsumkategorierne indgår i det samlede forbrug. Ved fordelingen tages der hensyn til, at der må formodes at være visse konsumkategorier, der ikke med rimelighed kan forventes at indeholde køb fra udlændinge eller fra den offentlige sektor. Det bemærkes således, at udlændinge ikke antages at afholde udgifter af kategorien "udgifter i udlandet", dvs. vægten er her 0. [1] fCot er således i virkeligheden en beregnet størrelse, der fremkommer ved fordeling af det samlede offentlige varekøb, ekskl. visse militære køb. En begrundelse for at give den offentlige sektor en positiv vægt i relation til "udgifter i udlandet" er, at den offentlige sektor bl.a. afholder udgifter til diplomati, hvilke indregnes i fMt, jf. 2.1. [2]

III. En række forsøg på endogenisering af fMt.

Det første forsøg, der blev gjort, gik ud på at forklare fMt ved hjælp af fCt. Både estimation i niveau og i årlige ændringer blev forsøgt. [3] Med OLS og lineære funktioner blev resultatet: [4]

$$\text{(3.1)} \qquad fMt = \underset{\substack{(2.5423)\\(-4.2127)}}{-10.7099} + \underset{\substack{(0.00289)\\(374.561)}}{1.0827}\, fCt$$

$s = 3.5866$; $R^2 = 0.9999$; $DW = 1.3808$; $RMSE = 22.03$.

---

1) fMt må derfor opfattes som en "ren" importkomponent.
2) I virkeligheden er det således fCt, der bestemmes residualt.
3) Som estimationsperiode valgtes på baggrund af "En model ..." p. 78 perioden 1953-69. Til at bedømme de estimerede relationers forudsigelsesevne er bl.a. RMSE (Root Mean Square Error) beregnet; de beregnede værdier vedrører perioden 1970-75.
4) De efterfølgende estimationer er desværre foretaget med anvendelse af ukorrekte observationer for 1964. Grunden hertil er, at opgørelsen over det samlede konsum for dette år er behæftet med en fejl, som bevirker, at tal for det samlede konsum af "udgifter i udlandet" i dette år afviger fra "turister, søfolk m.v." for samme år. Fejlen er opstået, fordi man fra og med 1964 har ændret deflatoren for denne forbrugskomponent men ikke har fået korrigeret tallene for det samlede forbrug - og derfor heller ikke tallene for det private forbrug. Den i SE nr. 79, 1972, p. 1508 anførte værdi for fMt skal derfor ikke være 1035 men 1018, og den anførte værdi for det private forbrug skal ikke være 968 men 954. Vi har - for ikke at skulle ændre på databanken, hvor tal for fCt ligger - i de følgende beregninger anvendt begge de forkerte tal 1035 og 968. I appendikset er anført en række beregninger, hvor de "korrekte" talværdier af fMt og fCt er benyttet. De estimerede koefficienter ændres ikke væsentligt.

(3.2) $$DfMt = 1.8798 + 1.0452\ DfCt$$
$$(2.0803)\quad(0.0284)$$
$$(0.9037)\quad(36.7939)$$

$s = 5.1455$; $R^2 = 0.9890$; $DW = 2.2787$; $RMSE = 14.54$.

(3.1) er naturligt nok præget af en meget stærk korrelation mellem fCt og fMt. Begge koefficienter er signifikante. Residualspredningen er pæn, og residualerne er i så godt som alle årene - bortset fra 1953, 1957 og 1962 numerisk mindre end en standardafvigelse (s). Det signifikante konstantled synes at indicere, at der i dette gemmer sig en eller flere forklarende variable. Ligningen fremskriver ikke særligt strålende [1]. Residualerne er væsentlig større uden for estimationsperioden end indenfor.

I version (3.2) er koefficienten til konstantleddet - trendelementet - ikke signifikant. Derimod er koefficienten til DfCt både signifikant og har en størrelse, der på baggrund af den rent definitoriske sammenhæng mellem fMt og fCt - forekommer rimelig (en koefficient nær +1). Residualerne i estimationsperioden er i alle år, når man ser bort fra 1954 og 1958, numerisk mindre end 1 gange residualspredningen og mindre end 2 gange residualspredningen bortset fra året 1953. Relationen forklarer rimeligt godt inden for estimationsperioden, jf. fig. 1, og forudsigelsesegenskaberne målt ved størrelsen af de estimerede residualer udtrykt i enheder af residualspredningen samt målt ved RMSE er væsentlig bedre end med (3.1).

Vi forsøgte også med både DfCt og DfCo som uafhængige variable. At anvende DfCo sammen med DfCt uden korrektion for, at ikke hele det offentlige forbrug retter sig mod forbrugskomponenten "udgifter i udlandet", gør et sådant forsøg hasarderet. Endvidere er korrelationen mellem DfCt og DfCo ret høj (0.552 for den simple korrelationskoefficients vedkommende; korrelationen mellem DfCo og DfMt er 0.553). Resultatet er da også, at kun DfCt bliver signifikant. Også denne relation har de største residualer i 1953 [2] og 1958. Dens forudsigelsesevne er ikke så dårlig, jf. fig. 2.

---

1) Grunden til denne gennemgående store residual i 1953 kan være datamaterialets specielle karakter, jf. "En model .. " p. 77.

2) Det bemærkes dog, at den størrelsesorden af tallene, vi her beskæftiger os med, er ringe i sammenligning med andre af modellens relationer.

(3.3) $$DfMt = 1.6692 + 1.0417\ DfCt + 0.00166\ DfCo$$
$$(2.4458)\quad (0.0352)\quad (0.0092)$$
$$(0.6825)\quad (29.577)\quad (0.1809)$$

$s = 5.3199$; $R^2 = 0.9891$; DW = 2.2908 ; RMSE = 14.02.

I et forsøg på at forbedre relationen forsøgtes dernæst med anvendelse af nogle ad hoc variable; dels med et udtryk, hvori bl.a. koefficienten til fCt tillægges værdien +1, dels med et sammenvejet udtryk for efterspørgselen efter turistrejser. Indledningsvis beregnedes, hvor stor en andel fCot udgør af fCo for hvert af årene i estimationsperioden;

(3.4) $fCot = fMt - fCt$

(3.5) $fCotkv = fCot/fCo$

(3.6) $fCtA = fCt + 0.01fCo$

(3.7) $fCtAA = 0.99\ fCt + 0.01\ fCo$

Denne kvote, kaldet fCotkv, jf. (3.5), viser sig at have undergået en næsten 2 1/2-dobling fra 1953 til 1969, med en gennemsnitsværdi på ca. 0.01. Den ene af de benyttede variable, defineret ved (3.6), afspejler, at i gennemsnit 1% af det offentlige konsum er rettet mod den her behandlede konsumkategori; desuden afspejles den tidligere omtalte definitoriske sammenhæng. Med fCtA - udtrykt i årlige ændringer - som regressor, fås:

(3.8) $$DfMt = 0.6353 + 1.02276\ DfCtA$$
$$(2.1696)\quad (0.0286)$$
$$(0.2928)\quad (35.735)$$

$s = 5.2962$; $R^2 = 0.9884$; DW = 2.2675 ; RMSE = 11.64.

De største residualer optræder igen i 1953 og 1958. Resultatet er ellers ganske pænt med en lav værdi af RMSE, jf. fig 3.

Den anden ad hoc-variabel defineret ved (3.7) giver ikke resultater, der afviger stort fra de med (3.6) opnåede.

For igen at tilgodese definitionen af fCt er dernæst anvendt en anden regressand end fMt (eller DfMt). Benyttes i stedet fCot vil, jf. (3.4), et rimeligt første forslag til forklaring af fCot være fCo. Formuleret i ændringer fås følgende regressionsligning:

(3.9) $$DfCot = 2.6073 + 0.007678\ DfCo$$
$$(2.3448)\quad (0.00778)$$
$$(1.1119)\quad (0.9875)$$

$s = 5.3907$; $R^2 = 0.0610$; DW = 2.3232 ; RMSE = 12.27.

Resultatet kan næppe umiddelbart karakteriseres som lovende. Ingen af koefficienterne er signifikante, og R^2 er praktisk taget nul (R^2 har tilmed negativt fortegn). Opmuntrende er det dog, at RMSE er af samme størrelsesorden som i de tre foregående regressioner og tilmed er mindre end RMSE i (3.2) og (3.3); jf. endvidere fig. 4. [1)]

IV. Et yderligere forsøg.

Her skal kort redegøres for en række estimationer, der blev foretaget for at forbedre ovenstående resultat. I stedet for at regressere DfCot på DfCo forsøgtes med DfCotkv som regressor.[2)] Udspringende af samme tanke gennemførtes endvidere regressioner af DfMt med DfCt og DfCotkv som uafhængige variable. Resultatet af sidstnævnte forslag er vist nedenfor:

$$\text{(4.1)} \qquad \begin{array}{lllll} DfMt = & 0.9195 & + 1.0401\ DfCt & + 3729.431\ DfCotkv \\ & (0.8008) & (0.01086) & (395.561) \\ & (1.1482) & (95.776) & (9.4282) \end{array}$$

$s = 1.9646$; $R^2 = 0.9985$; DW = 0.7370 ; RMSE = 10.67.

Residualerne inden for estimationsperioden reduceres væsentligt i sammenligning med f.eks. (3.2) (s reduceres fra 5.15 til 1.96). Ligningen forudsiger endvidere en smule bedre målt ved RMSE. Der er dog i (4.1) antydning af autokorrelation, hvilket også den lave værdi af DW afslører.

Et problem med (4.1), er imidlertid, at den er vanskelig at give en økonomisk fortolkning, eftersom vi ikke a priori har nogen information om fCotkv. På den anden side synes ændringen i fCotkv at være ikke uvæsentlig at få med i relationen. For at opfange denne, og da der samtidig synes at være en trend i fCotkv, er der forsøgt med følgende regressioner, hvor Tid angiver trenden, mens

(4.2) TidfCo = Tid*fCo:

$$\text{(4.3)} \qquad \begin{array}{lllll} DfMt = & -4.1570 & + 1.0351\ DfCt & + 0.2763\ Tid \\ & (6.2398) & (0.0300) & (0.2693) \\ & (-0.6662) & (34.4639) & (1.0259) \end{array}$$

$s = 5.1365$; $R^2 = 0.9898$; DW = 2.4502 ; RMSE = 13.85.

---

1) I stedet for dette forslag kunne man overveje at gennemføre en ren tidsrækkeanalyse af kvoten fCotkv. Med kendskab til fCt og fCo kunne fMt da beregnes over tiden.

2) Ved at betragte residualerne fra (3.2) og størrelsen DfCotkv, ses, at disse er indbyrdes stærkt korrelerede. Dette resultat er dog næppe overraskende, eftersom regressor og regressand bliver stort set identiske:

$$D(fMt-fCt) = a + b\ D((fMt-fCt)/fCo)$$

estimeret:

$$= 3.2457 + 3802.222\ DfCotkv \qquad \text{(4.o)}$$

$s = 2.6674$; $R^2 = 0.7701$; DW = 0.6172 ; RMSE = 10.47.

$$(4.4) \quad DfMt = \underset{\substack{(3.2004)\\(-0.0713)}}{-0{,}2282} + \underset{\substack{(0.0301)\\(34.398)}}{1.0370}\ DfCt + \underset{\substack{(0.00002396)\\(0.8720)}}{0.0000209}\ TidfCo$$

$s = 5.1871$; $R^2 = 0.9896$; $DW = 2.4093$; $RMSE = 13.42$.

Korrelationen mellem TidfCo og DfCt er ca. 0.31, mens korrelationen mellem TidfCo og DfMt er 0.33 (for relation (4.3) er de tilsvarende tal 0.33 og 0.35). På baggrund af disse resultater er det vanskeligt at udpege den ene relation som væsentlig bedre end den anden.

V. Afslutning.

Det står nu tilbage evt. at foretage et valg mellem en af de viste regressioner eller at fortsætte med at have fMt som eksogen variabel. Det forhold, at fCt i modellen er endogen, og at fCt vejer tungt i fMt-komponenten, taler for at ændre den hidtidige specifikation,

Resultatet af ovenstående estimationer synes da heller ikke at udelukke et sådant forslags gennemførelse, selvom udfaldet af estimationer, der forsøger at tage højde for datamaterialets specielle karakter, jf. (3.9), lader noget tilbage at ønske, hvad signifikans og forklaringsevne angår. Andre alternativer bliver da enten at lade det være det private konsum alene, eller et sammenvejet udtryk for efterspørgselen fra privat og offentlig sektor, jf. (3.2) og (3.4), der optræder som forklarende variabel. Af relationerne (4.1), (4.3) og (4.4) må (4.1) opgives af mangel på a priori viden og risikoen for ikke at medtage ny information. Et valg mellem (4.4) og (3.2) er vanskeligt, selvom (4.4) tilsyneladende fremskriver marginalt bedre end (3.2). Ud fra det sidste kriterium skulle således enten (3.8) eller (3.9) blive den foretrukne.

APPENDIKS

De med (x.x)' anførte regressionsligninger svarer til de tilsvarende ligninger ovenfor, estimeret med den p. 3, fodnote 4 omtalte ændring af data. Kun et udvalg af ligningerne er medtaget.

(3.2)' $$DfMt = \underset{\substack{(2.1162)\\(0.7737)}}{1.6374} + \underset{\substack{(0.02876)\\(36.4894)}}{1.0494}\ DfCt$$

$s = 5.2796$; $R^2 = 0.9889$; $DW = 2.3379$; $RMSE = 14.58$.

(3.3)' $$DfMt = \underset{\substack{(2.5197)\\(0.6700)}}{1.7133} + \underset{\substack{(0.0349)\\(30.0975)}}{1.0545}\ DfMt - \underset{\substack{(0.00924)\\(-0.0609)}}{0.00056}\ DfCo$$

$s = 5.4642$; $R^2 = 0.9889$; $DW = 2.3310$; $RMSE = 14.73$.

(3.8)' $$DfMt = \underset{\substack{(2.2488)\\(0.1407)}}{0.3164} + \underset{\substack{(0.02954)\\(34.8016)}}{1.02998}\ DfCtA$$

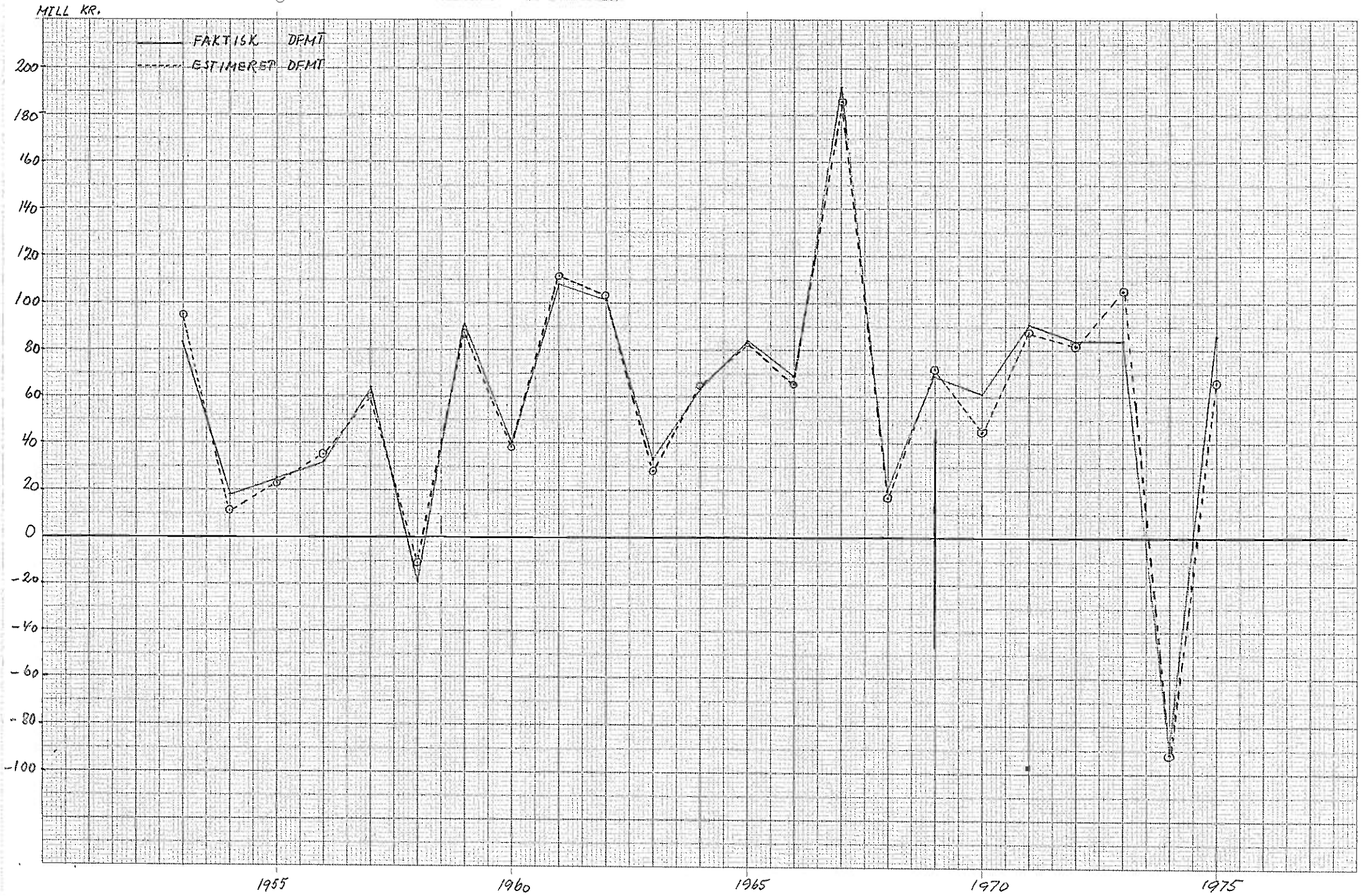
$s = 5.5326$; $R^2 = 0.9878$; $DW = 2.3536$; $RMSE = 11.59$.

(3.9)' $$DfCot = \underset{\substack{(2.4617)\\(1.1873)}}{2.9229} + \underset{\substack{(0.00816)\\(0.7861)}}{0.00642}\ DfCo$$

$s = 5.6594$; $R^2 = 0.0396$; $DW = 2.4006$; $RMSE = 12.61$.

BILAG: Fig 1-6.

Fig. 1. DfMt = 1.8798 + 1.0452 DfCt (3.2)



Nr. 248

Fig. 2. $DfMt = 1.6692 + 1.0417\ DfCt + 0.00166\ DfCo(3.3)$

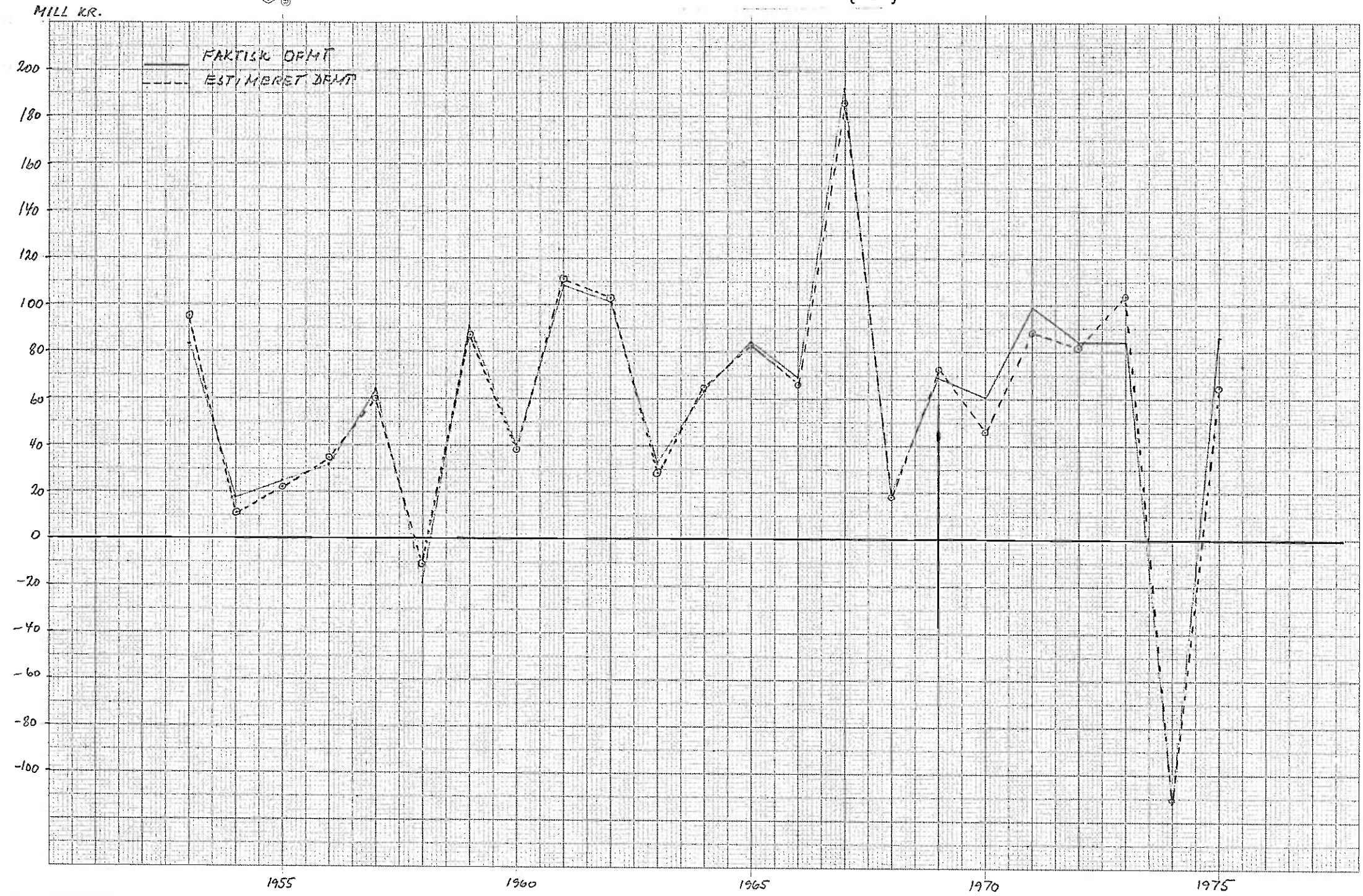
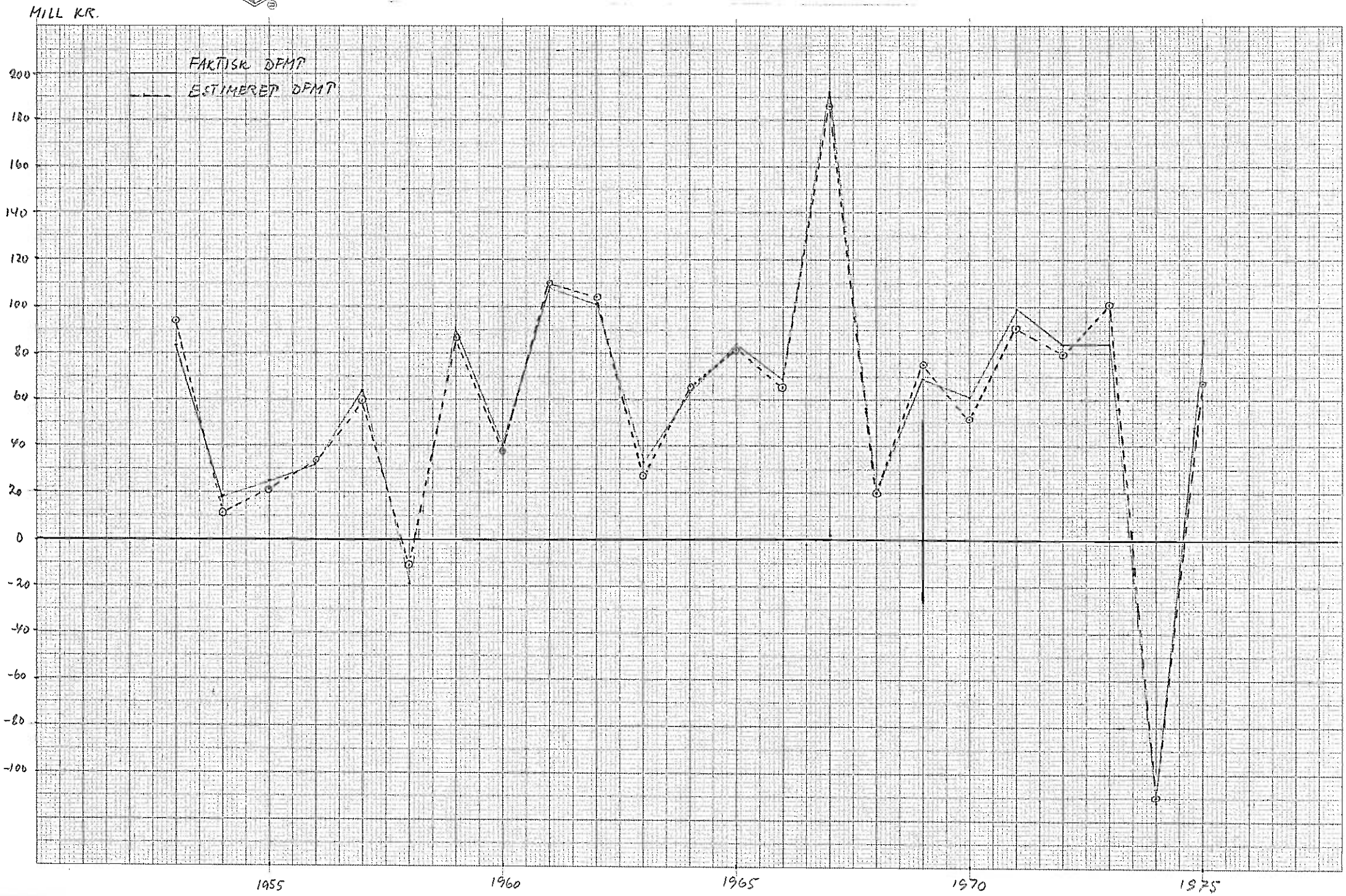


Fig. 3. DfMt = 0.6353 + 1.02276 DfCtA (3.8)



MILL KR

Nr. 248

Fig. 4. DfCot = 2.6073 + 0.007678 DfCo (3.9)

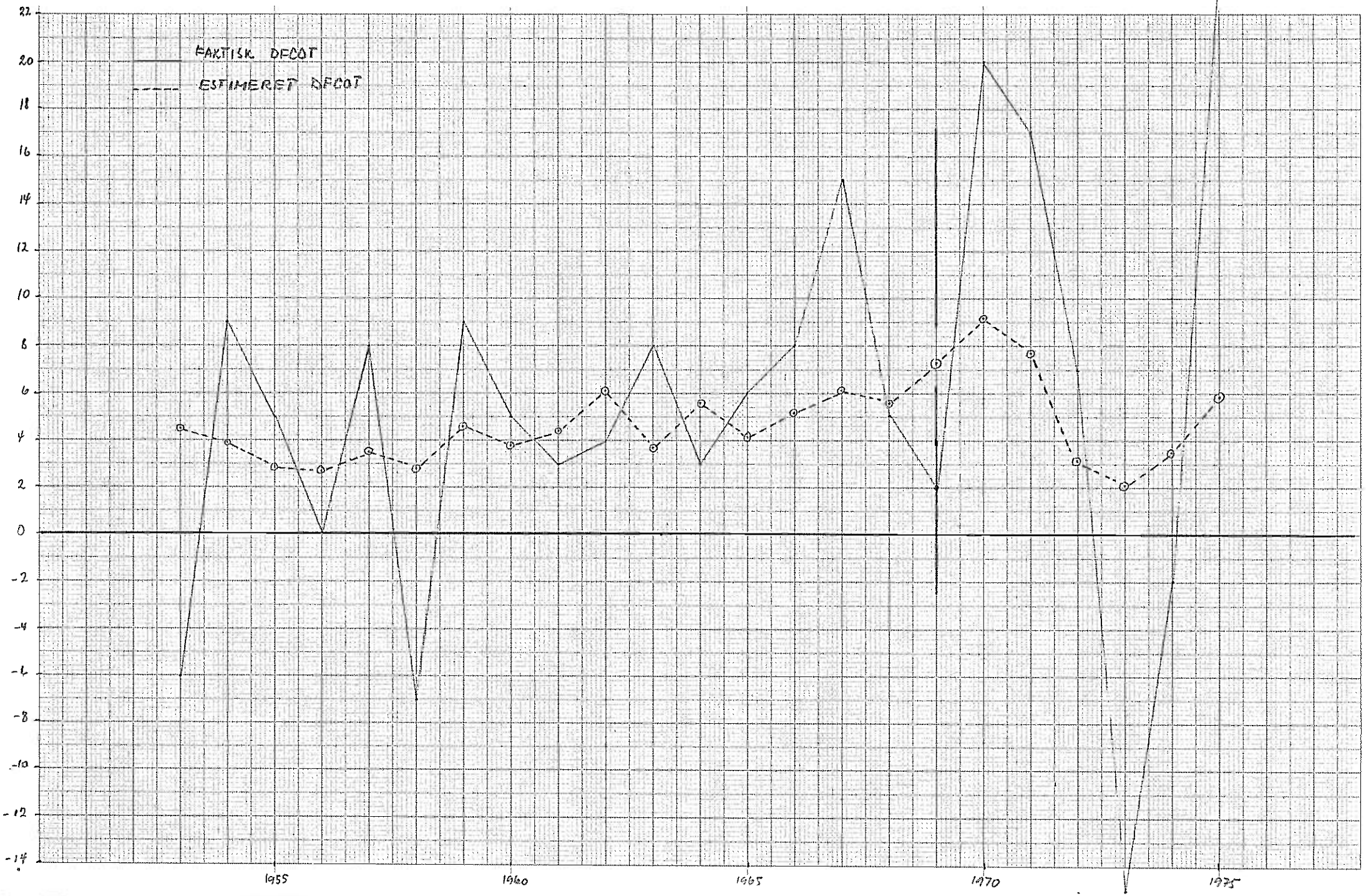


Fig. 5 DfMt = -4.1570 + 1.0351 DfCt
(4.3) + 0.2763 Tid

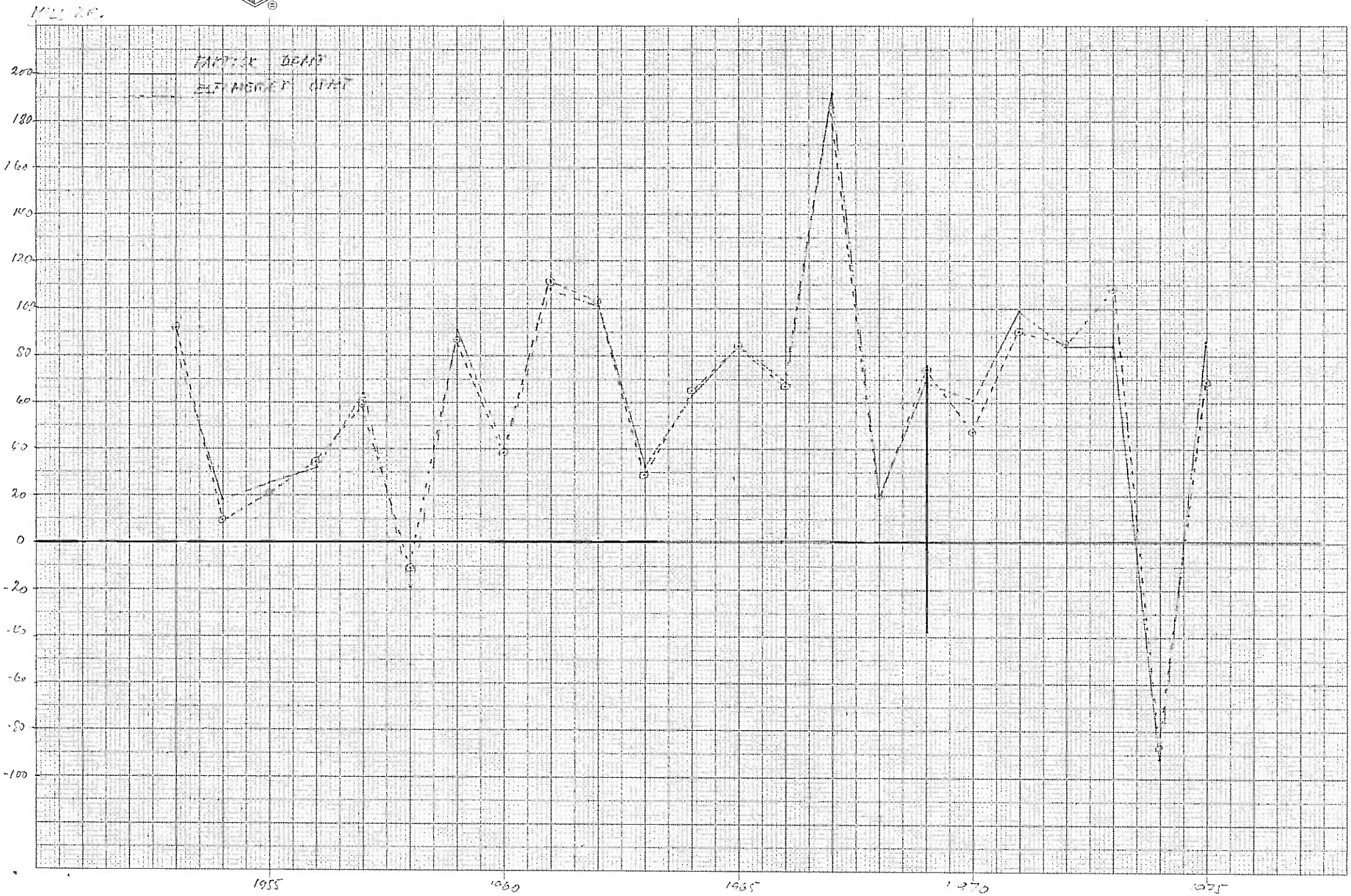
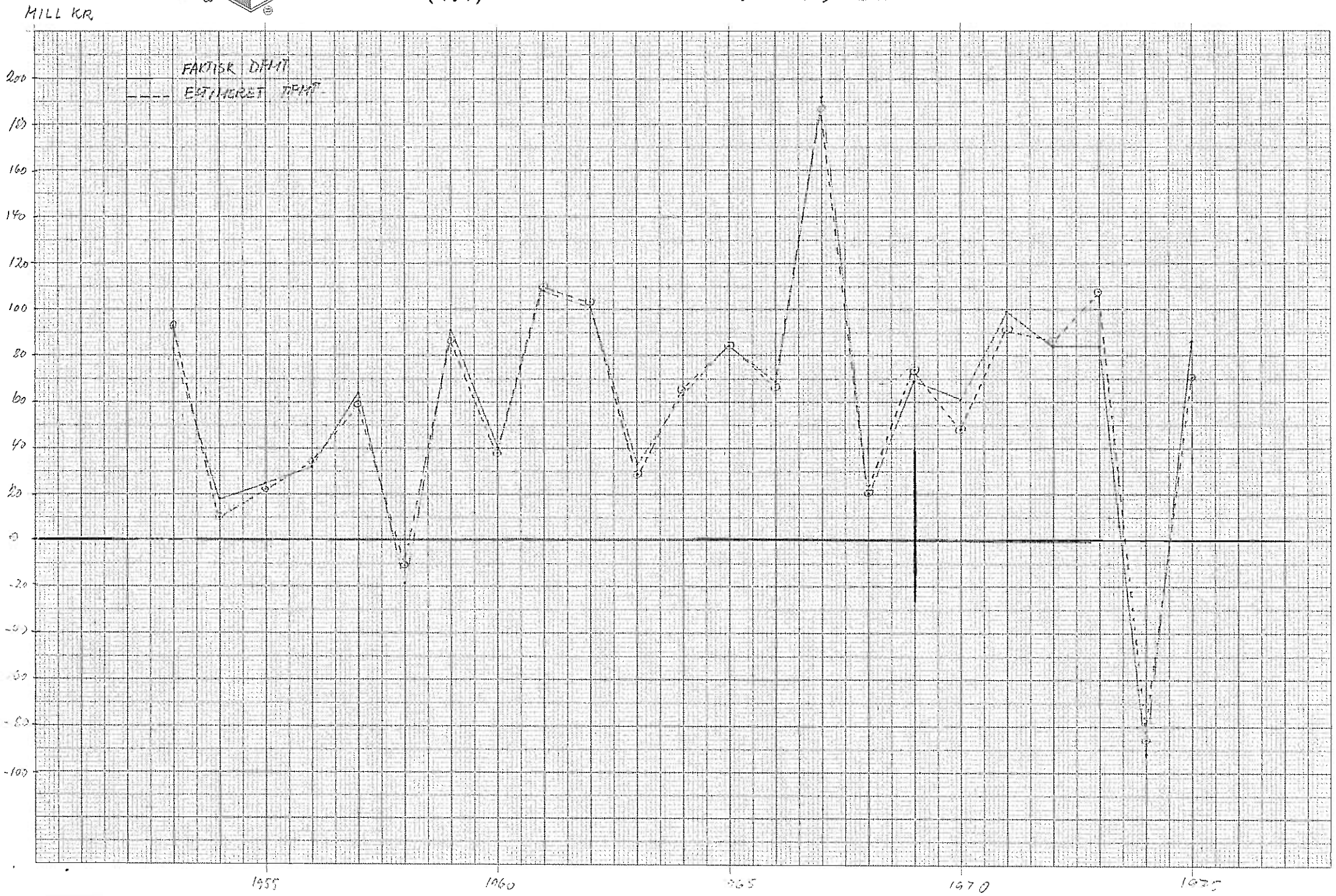


Fig. 6 $DfMt = -0.2282 + 1.0370\ DfCt + 0.0000209\ TidfCo$

(4.4)



Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

12 okt. 1977
EV/ev

Endogen pct.

I Indledning.

I forlængelse af forsøget på at endogenisere importkomponenten fMt vil vi i det følgende behandle spørgsmålet om endogenisering af "prisen på forbruget af turistrejser", kaldet pct. Denne pris-variabel er eksogen i modellen, og den er således et eksempel på en variabel, som er eksogen på trods af, at den tilsvarende mængdekomponent optræder som endogen variabel, jf. diskussionen heraf i "En model", p. 232. Et af argumenterne for at lade pct være eksogen er, at for alle modellens importkomponenter er de tilsvarende priser eksogene; "forbruget af turistrejser" (eller rettere "det private forbrug af udgifter i udlandet") er da også pr. definition en ren importkomponent. Det synes imidlertid ikke på forhånd udelukket, at pct alligevel skulle kunne endogeniseres.

pct indgår i ADAM-marts 76 først og fremmest i relationen til bestemmelse af "det private forbrug af udgifter i udlandet i faste priser", fCt, jf. relation (20) i modelbeskrivelsen.[1] Den relative pris pct/pcp indgår, som det ses, med et lag på op til 2 perioder:[2]

$$(20) \quad DfCt = 15.61 + 0.01865\ DYd + 0.00663\ DYd(-1) - 1178\ pct/pcp + 1410\ (pct/pcp)(-1) - 231\ (pct/pcp)(-2).$$

Endvidere benyttes pct ved bestemmelsen af det samlede forbrug i løbende priser, jf. relation (71) i modelbeskrivelsen. Variablen indgår ikke eksplicit i andre af modellens relationer.

II Udvælgelse af relevante forklarende variable.

I ADAM bestemmes en endogen pris på en specifik efterspørg-

1) Jf. AMC, 8. juni 1976: ADAM-marts 1976.

2) pcp er prisdeflatoren for det samlede private forbrug.

selskomponent i princippet i en prissammenbindingsrelation, hvori som forklarende faktorer kan indgå:

1) importpriser
2) priser på indenlandske produktionssektorers produktion
3) indirekte skatter og subsidier

Eftersom der ikke med rimelighed kan tilskrives "forbruget af udgifter i udlandet" indenlandske indirekte skatter og subsidier, vil forklaringsfaktorerne skulle søges i grupperne 1) og 2) ovenfor. [1)]

fCt beregnes - jf. EV, 10. september 1977 - ved fra betalingsbalanceposten "turister, søfolk, m.v.", fMt, at fratrække et beregnet udtryk for de af den offentlige sektor afholdte udgifter af kategorien "forbruget af udgifter i udlandet". Den største del af fMt udgøres af de "direkte turistudgifter i udlandet" - herunder også rejsebureauernes transaktioner med udlandet samt omsætningen ved grænsehandelen. Endvidere er medtaget danske søfolks og flypersonales udgifter i udlandet. Endelig omfatter betalingsbalanceposten diplomati og postpakker; fCt er som omtalt lig med fMt skønsmæssigt korrigeret for den offentlige sektors køb, hovedsagelig omfattende udgifter til diplomati. Som proxy-variabel for prisvirkningen af tjenesteindholdet i udlandsrejserne er bl.a. anvendt ln, lønnen pr. arbejdstime i industrien. Det kan derfor a priori frygtes, at denne variabel vil bevirke, at pct(eller Dpct) overvurderes, eftersom produktivitetsstigningen må formodes at blive undervurderet, og eftersom lønstigningen i Danmark(korrigeret for valutakursudviklingen)har været hastigere end i udlandet. For i højere grad at tilgodese det første af disse forhold, er som alternativ til ln tillige anvendt prisdeflatoren i sektoren øvrige erhverv, pq.

Ud fra den kendsgerning at der ved rejser i udlandet er forbundet et køb af varer og tjenester, er endvidere benyttet pmc og pmq (prisen på importerede forbrugsvarer og prisen på import af øvrige varer og tjenester) som forklarende variable i prissammenbindingsrelationen. Eftersom der i forbindelse med udlandsrejser er forbundet et

---

1) Det forudsættes således, at det samlede afgiftsprovenu, der ved beregningen af de såkaldte pseudoafgiftssatser fordeles på bl.a. en række forbrugskomponenter, ikke er blevet fordelt ud på det private forbrug af udgifter i udlandet, hvilket da også fremgår af relation (77) i modelbeskrivelse

forbrug af transportydelser, til hvis fremstilling der medgår et vist energiforbrug, er endvidere prisen på importeret brændsel - pme - anvendt.

III Estimationsresultater.[1)]

Nedenfor er først vist korrelationen mellem Dpct og en række variable:

	Dpct	Dpme	Dpmq	Dpmc	Dln	Dpm1	Dpm2	Dpnc	Dpq
1		.24	.41	.64	.72	.52	.62	.12	.71
2			.40	.36	.18	.85	.46	.17	.45
3				.40	.57	.63	.85	.40	.56
4					.51	.76	.82	.32	.57
5						.46	.64	-.05	.72
6							.83	.33	.66
7								.25	.67
8									.43

Et regressionsforsøg udelukkende med anvendelse af importpriserne Dpme, Dpmc og Dpmq og et konstantled som regressorer giver et resultat, som man på forhånd kunne vente på baggrund af udseendet af ovenstående korrelationsmatrice:

$$(3.1) \qquad Dpct = \underset{\substack{(0.7247)\\(5.1415)}}{3.7263} - \underset{\substack{(0.0673)\\(-0.2141)}}{0.0144}\, Dpme + \underset{\substack{(0.1467)\\(2.4444)}}{0.3586}\, Dpmc + \underset{\substack{(0.1360)\\(0.8552)}}{0.1163}\, Dpm$$

1953-69, n = 17 ; s = 2.4175 ; R^2 = 0.4361 ; DW = 2.0302 ; RMSE(1970-75) = 10.25.

Den indbyrdes korrelation mellem Dpme og henholdsvis Dpmc og Dpmq er således større end korrelationen mellem Dpme og Dpct. Korrelationen mellem Dpmq og henholdsvis Dpme og Dpmc er endvidere af samme størrelsesorden som korrelationen mellem Dpmq og Dpct. Derimod er korrelationen mellem Dpct og Dpmc større end korrelationen mellem Dpmc og henholdsvis Dpme og Dpmc. Koefficienten til Dpmc er da også den eneste, der bliver signifikant (bortset fra et stærkt signifikant konstantled). Det forekommer endvidere utilfredsstillende, at koefficienten til Dpme bliver negativ. Relationen har endvidere en ikke uvæsentlig residualspredning på 2.4 procentpoint.

---

1) Beregningerne er i det følgende udført med"forkerte" tal for pct for året 1964, hvilket skyldes den måde, pct beregnes på(som forholdet mellem forbrugsposten i løbende og faste priser) og at fCt i 1964 er angivet med værdien 968 i stedet for det "korrekte" 954, jf. EV,10.sept.77.p.3. Dette påvirker værdierne for Dpct i både 1964 og 1965. I stedet for 4.03 og 8.64 skulle disse have været 5.92 og 6.75. Jf. appendiks 1 for beregninger med disse værdier.

Med anvendelse af kun to af importpriserne fås ikke resultater, der afviger væsentligt fra ovenstående; konstantleddet bliver mere signifikant og R^2 reduceres. Derimod formindskes redidualspredningen.

Anvendes kun en importpris - her Dpmc - fås følgende resultat:

(3.2) $$\text{Dpct} = \underset{\substack{(0.5631)\\(7.2472)}}{4.0806} + \underset{\substack{(0.1249)\\(3.1907)}}{0.3984}\ \text{Dpmc}$$

1953-69, n = 17 ; s = 2.3132 ; R^2 = 0.4043 ; DW = 1.9537 ;
RMSE(1970-75) = 9.818 .

På grund af den indbyrdes korrelation mellem importpriserne og de deraf opståede vanskeligheder med at fastlægge selvstændige koefficienter til alle medtagne importpriser, er også forsøgt med et sammenvejet udtryk for importpriserne:

(3.3) pm1 = 0.5*pmc + 0.3*pme + 0.2*pmq

(3.4) pm2 = 0.5*pmc + 0.5*pmq

Målt ved størrelsen af korrelationen med Dpct skulle Dpm2 falde bedst ud:

(3.5) $$\text{Dpct} = \underset{\substack{(0.6196)\\(6.3627)}}{3.9425} + \underset{\substack{(0.1277)\\(2.3759)}}{0.3035}\ \text{Dpm1}$$

1953-69,n = 17 ; s = 2.5547 ; R^2 = 0.2734 ; DW = 1.7487 ;
RMSE(1970-75) = 9.359.

(3.6) $$\text{Dpct} = \underset{\substack{(0.5953)\\(5.7190)}}{3.4046} + \underset{\substack{(0.1445)\\(3.0617)}}{0.4425}\ \text{Dpm2}$$

1953-69, n = 17 ; s = 2.3511 ; R^2 = 0.3846 ; DW = 2.0624 ;
RMSE(1970-75) = 11.010.

Sammenlignes (3.2), (3.5) og (3.6) synes der ikke at være nogen større fordel forbundet med at benytte de sammenvejede udtryk; af sidstnævnte synes (3.6) endvidere at være at foretrække. Dpm2 fører dog til meget store residualer i 1974 ved fremskrivning.

Af korrelationsmatricen fremgår det, at Dln er den variabel, der har den største korrelation med Dpct; denne variabel er derfor først forsøgt anvendt som eneste forklarende

variabel ved siden af konstantleddet:

(3.7) $$Dpct = \underset{\substack{(0.8855)\\(1.1245)}}{0.9957} + \underset{\substack{(0.00750)\\(4.0274)}}{0.0302}\ Dln$$

1953-69, n = 17 ; s = 2.0774 ; R^2 = 0.5195 ; DW = 2.0873 ;
RMSE(1970-75) = 3.288.

Der er således tale om en væsentlig forbedring i relationen i forhold til de foregående.

Dln er endvidere benyttet sammen med Dpmc, Dpmq, Dpm1 og Dpm2. Resultatet er vist nedenfor.

(3.8) $$Dpct = \underset{\substack{(0.9301)\\(1.9720)}}{1.8342} + \underset{\substack{(0.1203)\\(1.8929)}}{0.2277}\ Dpmc + \underset{\substack{(0.0080)\\(2.7929)}}{0.0225}\ Dln$$

1953-69, n = 17 ; s = 1.9188 ; R^2 = 0.6174 ; DW = 2.3925 ;
RMSE(1970-75) = 1.890.

(3.9) $$Dpct = \underset{\substack{(0.9661)\\(1.8755)}}{1.8119} + \underset{\substack{(0.1260)\\(1.8484)}}{0.2330}\ Dpmc - \underset{\substack{(0.1202)\\(-0.2678)}}{0.0322}\ Dpmq + \underset{\substack{(0.00938)\\(2.5172)}}{0.0236}Dl$$

1953 - 69, n = 17 ; s = 1.9857 ; R^2 = 0.6195 ; DW = 2.3715 ;
RMSE(1970 - 75) = 1.606.

(3.10) $$Dpct = \underset{\substack{(0.9670)\\(1.5387)}}{1.4571} + \underset{\substack{(0.1148)\\(1.2358)}}{0.1419}\ Dpm1 + \underset{\substack{(0.00828)\\(3.0791)}}{0.0255}\ Dln$$

1953-69, n = 17 ; s = 2.0418 ; R^2 = 0.5668 ; DW = 2.4099 ;
RMSE(1970-75) = 1.555.

(3.11) $$Dpct = \underset{\substack{(0.9681)\\(1.5173)}}{1.4689} + \underset{\substack{(0.1653)\\(1.1489)}}{0.1899}\ Dpm2 + \underset{\substack{(0.0097)\\(2.3713)}}{0.0230}\ Dln$$

1953-69, n = 17 ; s = 2.0556 ; R^2 = 0.5609 ; DW = 2.3543 ;
RMSE(1970-75) = 1.216.

Dln er, som det ses, signifikant i alle de viste relationer (3.7)-(3.11), hvilke endvidere må siges at være "pænere" end de tidligere viste. Residualspredningen er mindst i (3.8), R^2 størst i (3.9) og RMSE er mindst i (3.11). I (3.9) har koefficienten til Dpmq negativt fortegn, hvilket må siges at være utilfredsstillende. Koefficienten er endvidere ikke signifikant; dette antyder, at relationen er plaget af multikollinearitet. Eftersom alle koefficienterne i (3.8) stor set er signifikante, trækkes valget i retning af denne relation som ny endogen pct [1]. At også konstantleddet er signifikant er dog mindre tilfredsstillende. Grunden til det store konstantled skal måske søges i det forhold, at vi anvender ændringen i det indenlandske lønniveau; det ville muligvis have været mere relevant at anvende et aller andet udtryk for lønniveauets stigning i udlandet. En tilsvarende indvending kunne rettes mod at anvende prisdeflatoren for importerede varer i Danmark - selvom der formentlig ikke for sidstnævntes vedkommende gør sig den store diskrepans gældende.

Af figurerne med de estimerede relationer ses, at der genereres særligt store residualer i 1958, 1965 og 1968; et træk, som går igen i alle de viste relationer. Karakteristisk for 1958 er det, at stigningen i lønningerne er mindre end året forud og at importpriserne falder. Disse forhold kan begrunde den store positive residual. I 1965 er det omvendt sådan, at lønningerne og importpriserne stiger mere end tidligere. Problemet med de store residualer kunne evt. formindskes ved at indføre en dummy i de år, hvor lønændringen numerisk er særlig stor. [3]

---

1) Der synes dog at gøre sig ubehagelige parameterskift gældende for Dpmc's vedkommende ved afkortning af estimationsperioden til 1954-69; t-værdien reduceres endvidere til 0.49 og selve koefficienten til 0.09, jf. appendiks.
2) Dette forhold ændres ikke nævneværdigt med anvendelse af den "korrekte" værdi af pct.
3) En del af residualen i 1965 reduceres, hvis man anvender de korrigerede data for 1964; derimod er residualen i 1968 mere standhaftig, uden at der er åbenbare grunde til dens eksistens.

Anvendes prisdeflatoren pq - udtryk for sektorprisen i sektoren øvrige erhverv - som regressor, fås et ganske pænt resultat:

$$(3.12) \qquad Dpct = \underset{\substack{(0.9841)\\(0.6862)}}{0.6753} + \underset{\substack{(0.1618)\\(3.8758)}}{0.6272}\ Dpq$$

1953-69 , n = 17 ; s = 2.1185 ; R^2 = 0.5004 ; DW = 2.1240 ;
RMSE(1970-75) = 4.182 ; RMSE(1970-76)= 4.571.

Som før giver relationen bryderier i 1958, men derimod er beskrivelsen i 1965 en anelse bedre, jf. (3.); relationen opfanger derimod ikke stigningen i Dpct i 1969. Fremskrivningen er ganske pæn, tilsyneladende med en niveauforskydning mellem faktisk og estimeret værdi. I modsætning til (3.7) forudsiges med (3.12) korrekt et fald i stigningen i Dpct i 1975 og 1976 [1], selvom diskrepansen mellem faktisk og estimeret værdi er stigende.

Med både importpriser - repræsenteret ved Dpmc - og Dpq-fås følgende ligeledes hæderlige resultat:

$$(3.13) \qquad Dpct = \underset{\substack{(1.1170)\\(1.4882)}}{1.6623} + \underset{\substack{(0.1328)\\(1.6157)}}{0.2145}\ Dpmc + \underset{\substack{(0.1879)\\(2.4092)}}{0.4527}\ Dpq$$

1953-69 , n = 17 ; s = 2.0131 ; R^2 = 0.5789 ; DW = 2.3310 ;
RMSE(1970-75) = 5.010 ; RMSE(1970-76) = 5.710

Umiddelbart forekommer det mest tilfredsstillende at anvende Dpq i stedet for Dln [1]; på den anden side må-målt ved de sædvanlige fitting-kriterier-(3.8) siges at være pænere end (3.13). Forskellen er dog ikke væsentlig, og da bestræbelserne iøvrigt går i retning af at undlade at benytte ln som proxy for sektorpriserne i sektoren øvrige erhverv, vil vi her lade valget falde ud til fordel for (3.13).

almindeligvis/

1) Beregningerne der ligger bag fremskrivningerne er/ baserret på tal fra databanken af 28.10.1976. Tallene her afviger imidlertid for pq's vedkommende fra de, der med udgangspunkt i 10-årsoversigten 1977 kan beregnes for årene 1971-75. De anførte værdier af RMSE er beregnet med de reviderede og nye tal.

Appendiks 1.

De med (x.x)' anførte ligninger svarer til de tilsvarende ligninger ovenfor, estimeret med den p.3 fodnote 1 omtalte ændring af data.

$$(3.1)'\ Dpct = \underset{\substack{(0.5907)\\(5.7016)}}{3.9382} + \underset{\substack{(0.0641)\\(0.0163)}}{0.00105}\ Dpme + \underset{\substack{(0.1398)\\(2.6912)}}{0.3763}\ Dpmc + \underset{\substack{(0.1296)\\(0.3799)}}{0.0492}\ Dpmq$$

1953-69, n = 17 ; s = 2.3040 ; R^2 = 0.4455 ; DW = 1.9968 .

$$(3.8)'\ Dpct = \underset{\substack{(0.8763)\\(2.3074)}}{2.0220} + \underset{\substack{(0.1133)\\(2.1383)}}{0.2423}\ Dpmc + \underset{\substack{(0.0076)\\(2.7167)}}{0.0206}\ Dln$$

1953- 69, n = 17 ; s = 1.8078 ; R^2 = 0.6324 ; DW = 2.3614.

$$(3.9)'\ Dpct = \underset{\substack{(0.8897)\\(2.2016)}}{1.9587} + \underset{\substack{(0.1161)\\(2.2179)}}{0.2574}\ Dpmc - \underset{\substack{(0.1107)\\(-0.8264)}}{0.0915}\ Dpmq + \underset{\substack{(0.00864)\\(2.7638)}}{0.0239}\ Dln$$

1953-69,n = 17 ; s = 1.8286 ; R^2 = 0.6507 ; DW = 2.2222.

Det fremgår af dette udvalg af relationer, at der ikke er tale om nogen væsentlig ændring i relationernes udseende. Det bemærkes dog, at det negative fortegn, der optræder i (3.1 er forsvundet. Koefficienten er dog stadig ikke-signifikant

For at afsløre hvorvidt relationerne undergår ændringer ved afkortning af estimationsperioden - hvilket kunne forekomme relevant under hensyntagen til karakteren af oplysningerne fr før 1953 - er udvalgte relationer estimeret på"forkerte" data/ perioden 1953-69 (da relationerne er specificeret i årlige ændringer vil de optrædende variable refererer til 1954-69); resultatet er vist nedenfor

(3.5)'' Dpct = 4.1656 + 0.1921 Dpm1
(0.6378) (0.1561)
(6.5307) (1.2304)

1954-69, n = 16 ; s = 2.5168 ; R^2 = 0.0976 ; DW = 1.6514

(3.6)'' Dpct = 3.6624 + 0.3476 Dpm2
(0.6901) (0.1915)
(5.3067) (1.8153)

1954-69 , n = 16 ; s= 2.3837 ; R^2 = 0.1905 ; DW = 1.9429

(3.7)'' Dpct = 1.6200 + 0.0264 Dln
(0.8397) (0.0069)
(1.9292) (3.8195)

1954-69 , n = 16 ; s = 1.8540 ; R^2=0.5191 ; DW = 2.5324

(3.8)'' Dpct = 1.7823 + 0.0862 Dpmc + 0.0244 Dln
(0.9254) (0.1768) (0.0082)
(1.9258) (0.4873) (2.9804)

1954-69 , n = 16 ; s = 1.9066 ; R^2= 0.5191 ; DW = 2.5324

RMSE(1970-75) = 2.048.

(3.9)'' Dpct = 1.7324 + 0.0806 Dpmc - 0.0636 Dpmq+ 0.0269Dln
(0.9573) (0.1823) (0.1219) (0.00971)
(1.8097) (0.4423) (-0.5214) (2.7723)

1954-69 , n = 16 ; s = 1.9624 ; R^2 = 0.5297 ; DW = 2.5232

(3.10)'' Dpct = 1.6573 + 0.0214 Dpm1 + 0.0258 Dln
(0.8994) (0.1298) (0.0078)
(1.8426) (0.1649) (3.3175)

1954-69 , n = 16 ; s = 1.9220 ; R^2 = 0.5113 ; DW = 2.6219

(3.11)'' Dpct = 1.5685 - 0.0412 Dpm2 + 0.0276 Dln
(0.9065) (0.2036) (0.00945)
(1.7302) (-0.2022) (2.9251)

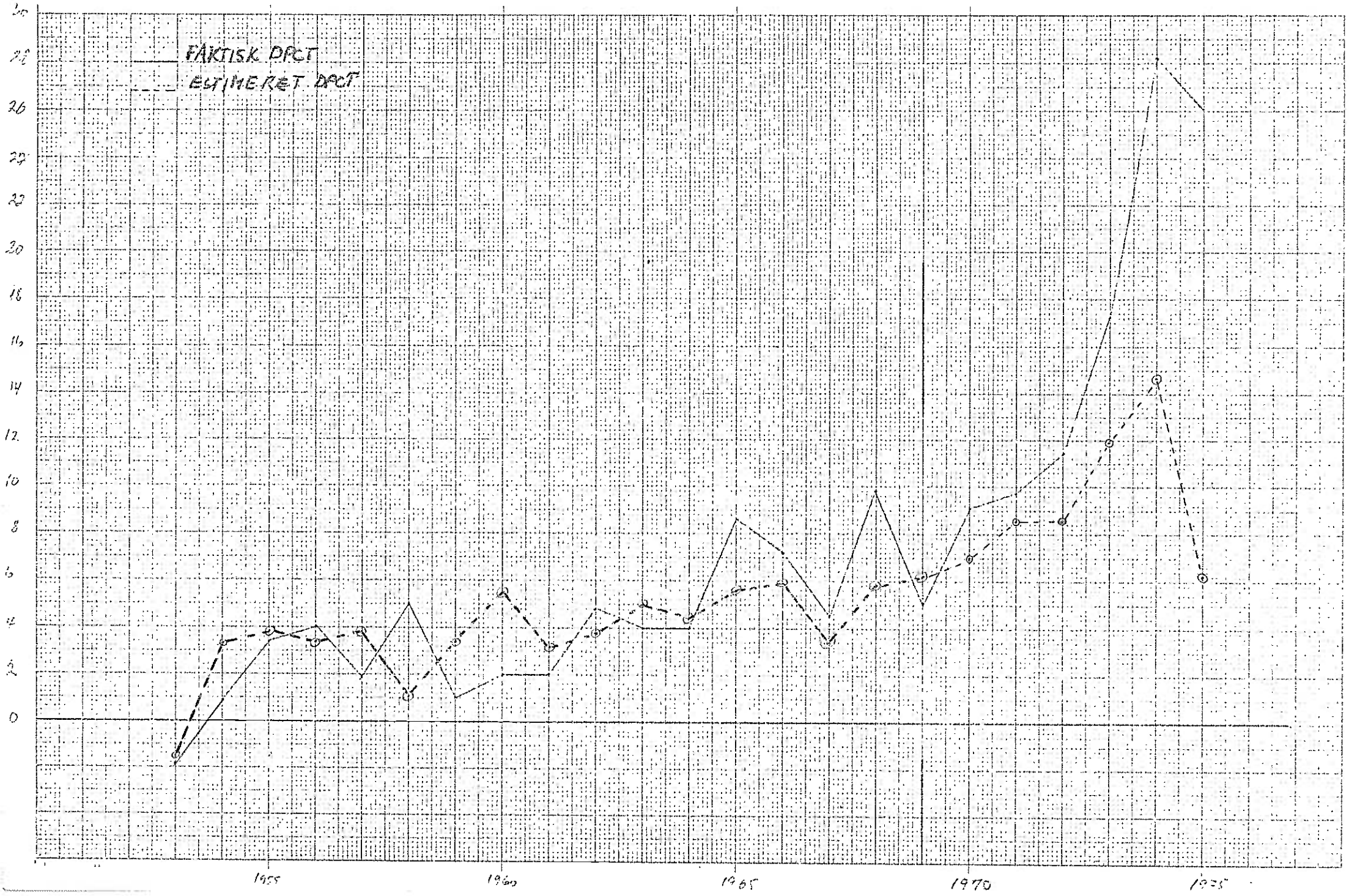
1954-69 , n = 16 ; s = 1.9210 ; R^2 = 0.5118 ; DW = 2.5999

(3.13) Dpct = 1.7189 + 0.1631 Dpmc + 0.4530 Dpq
(1.1596) (0.1848) (0.1937)
(1.4823) (0.8824) (2.3384)

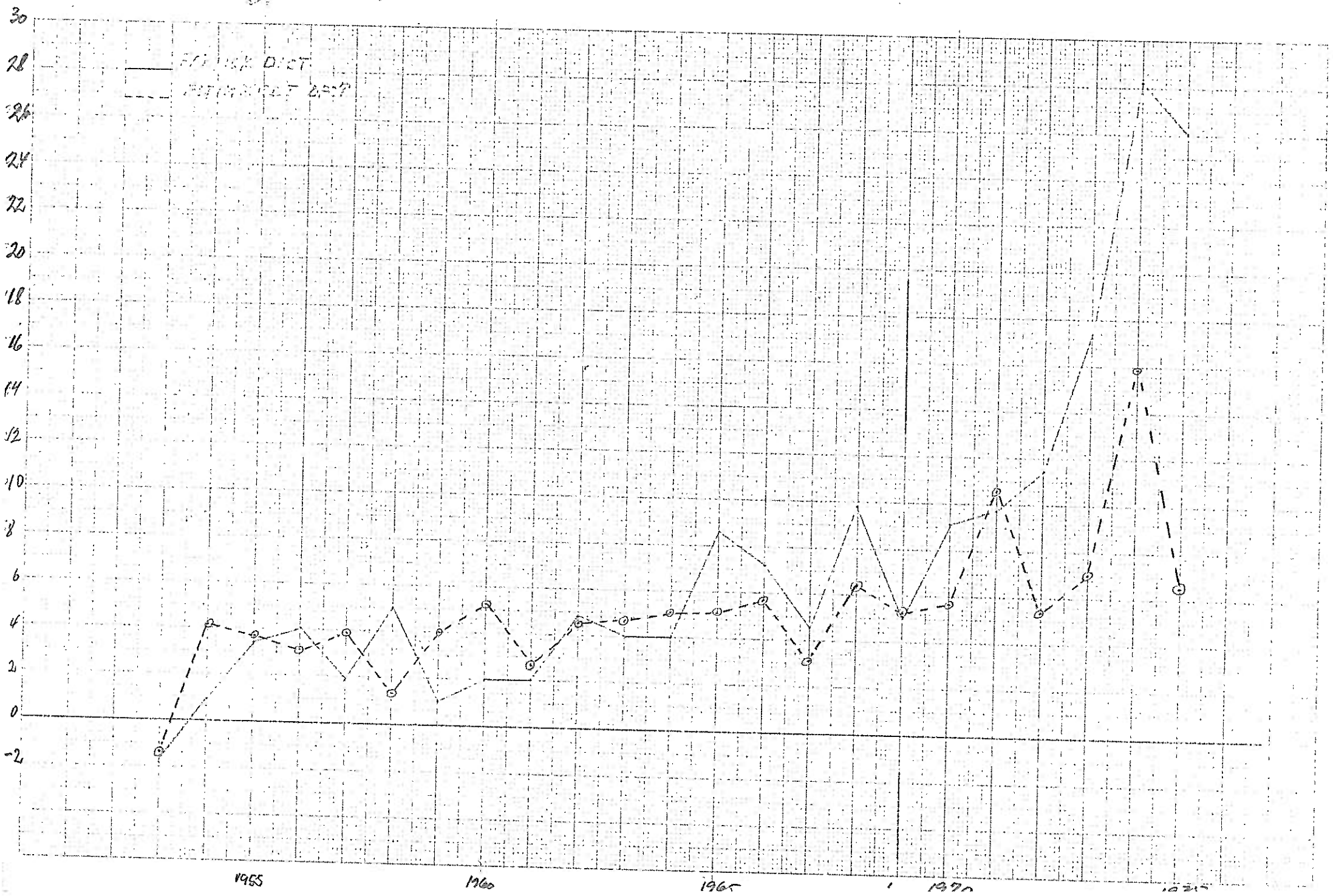
1954-69, n = 16 ; s = 2.0754 ; R^2 = 0.4302 ; DW = 2.2997 ;
RMSE(1970-75)= 5.373 ; RMSE(1970-76) = 6.162.

At koefficienterne til relationerne undergår ændringer ved ændring af estimationsperioden, vil normalt være uheldigt, hvis der er tale om egentlige adfærdsrelationer. Prissammenbindingsrelationerne er netop ikke at opfatte som sådanne men som "kvasiidentiteter". Det er imidlertid karakteristisk, at specielt koefficienterne til importpriserne reduceres, hvorved signifikansen af disse variable i højere grad end tidligere kan drages i tvivl.

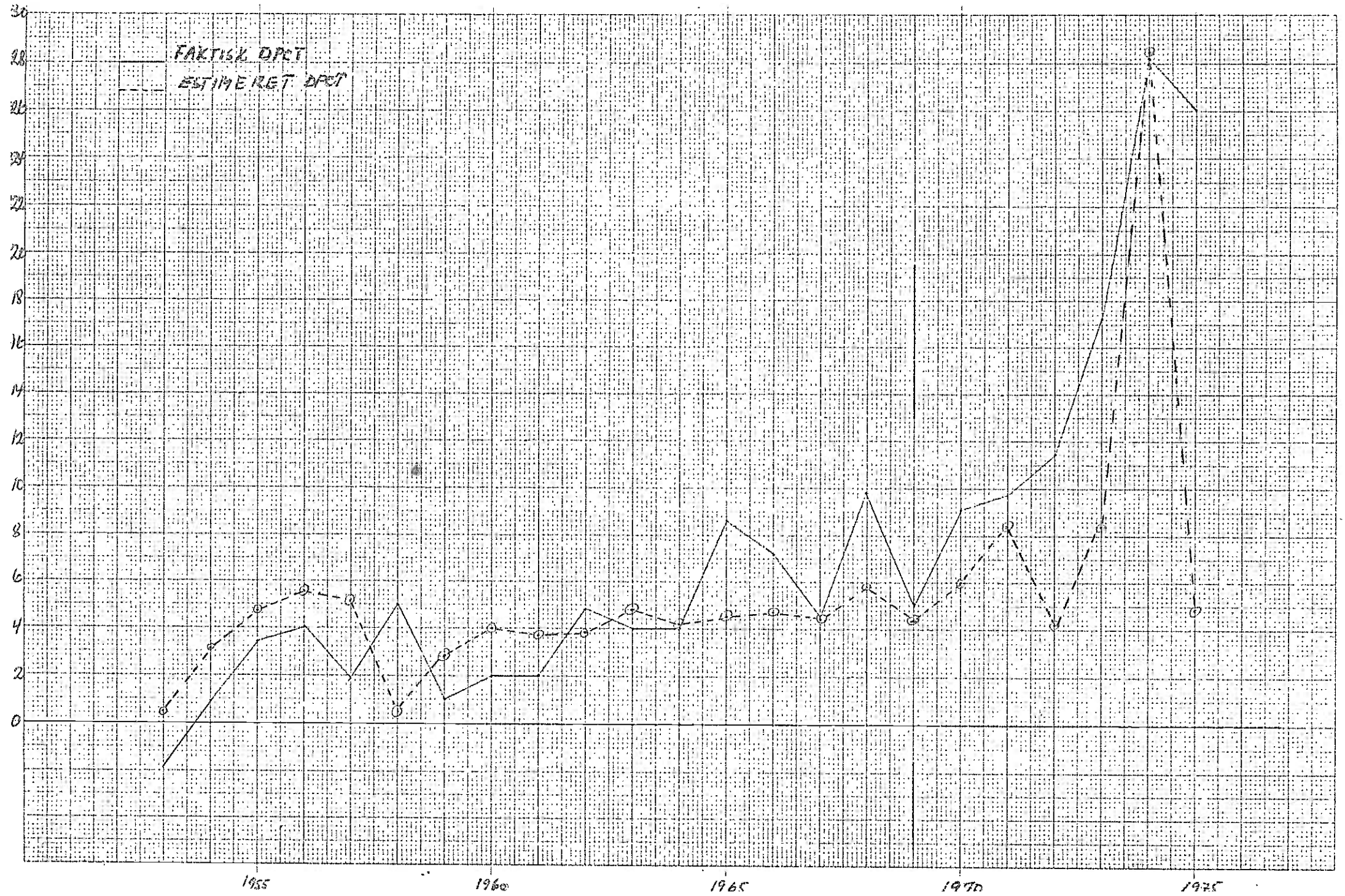
(3.1)


FAKTISK DPCT
ESTIMERET DPCT
30
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
0
1955
1960
1965
1970
1975

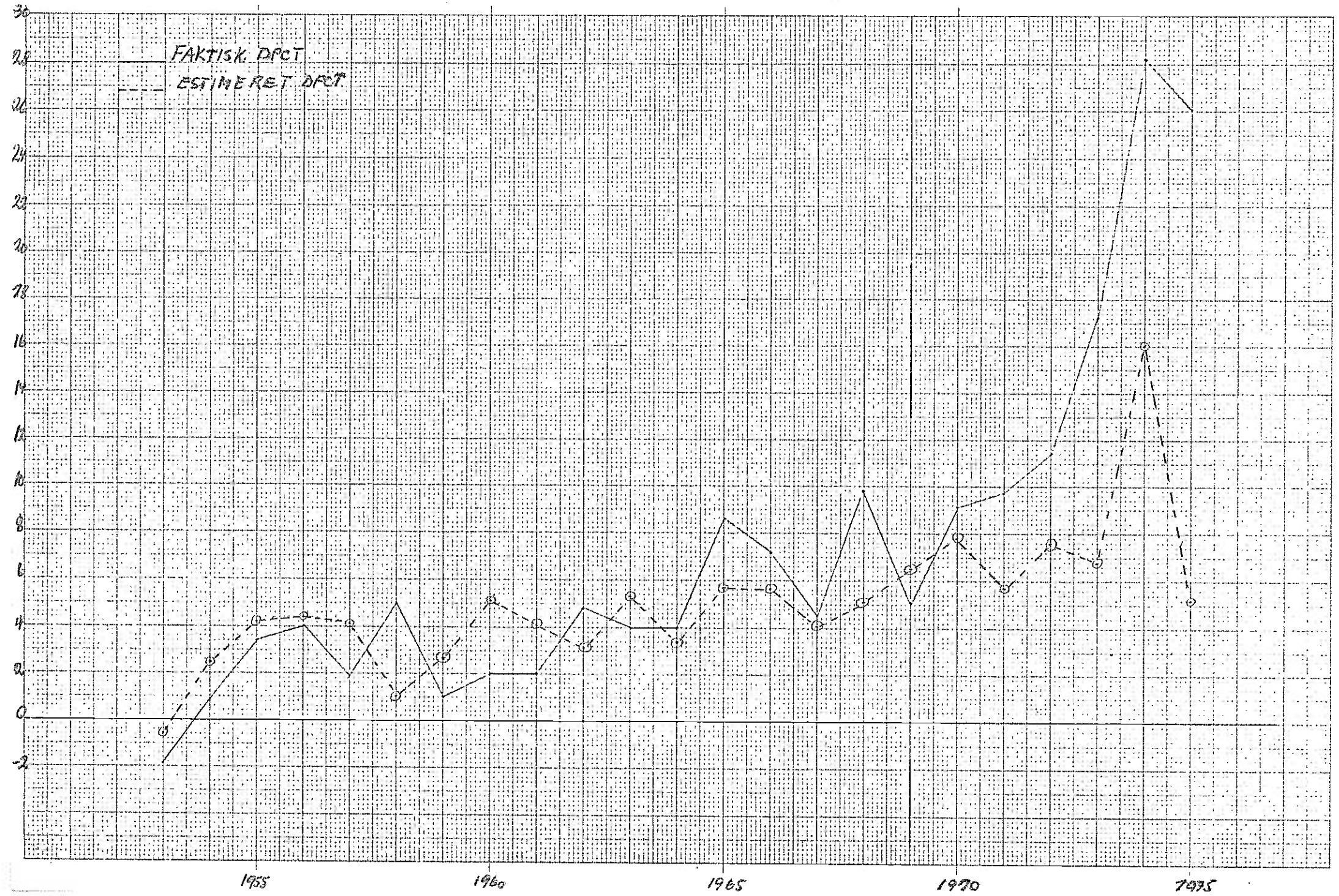
(3.2)



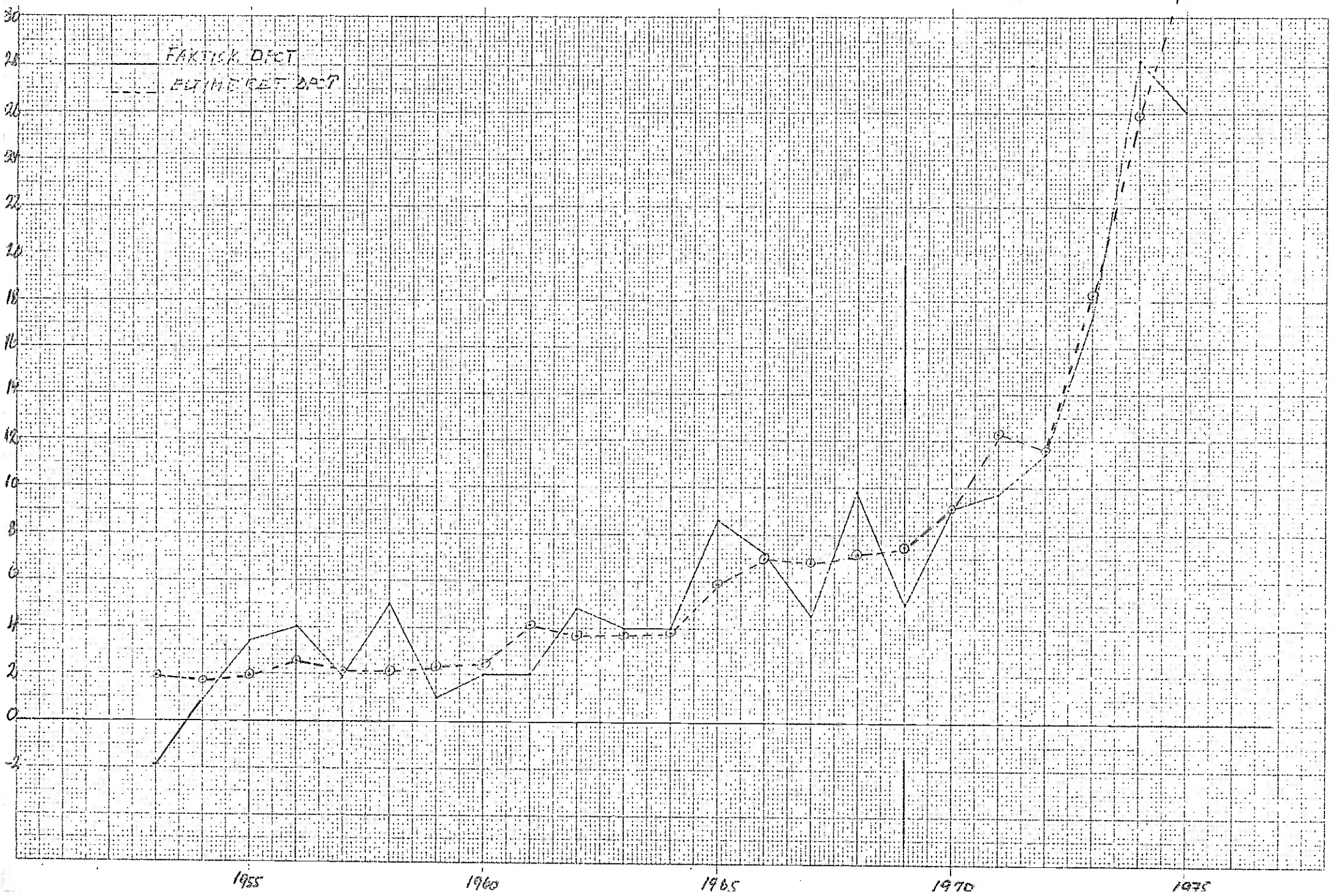
(3.5)


FAKTISK DPCT
ESTIMERET DPCT
30
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
0
1955
1960
1965
1970
1975

(3.6)

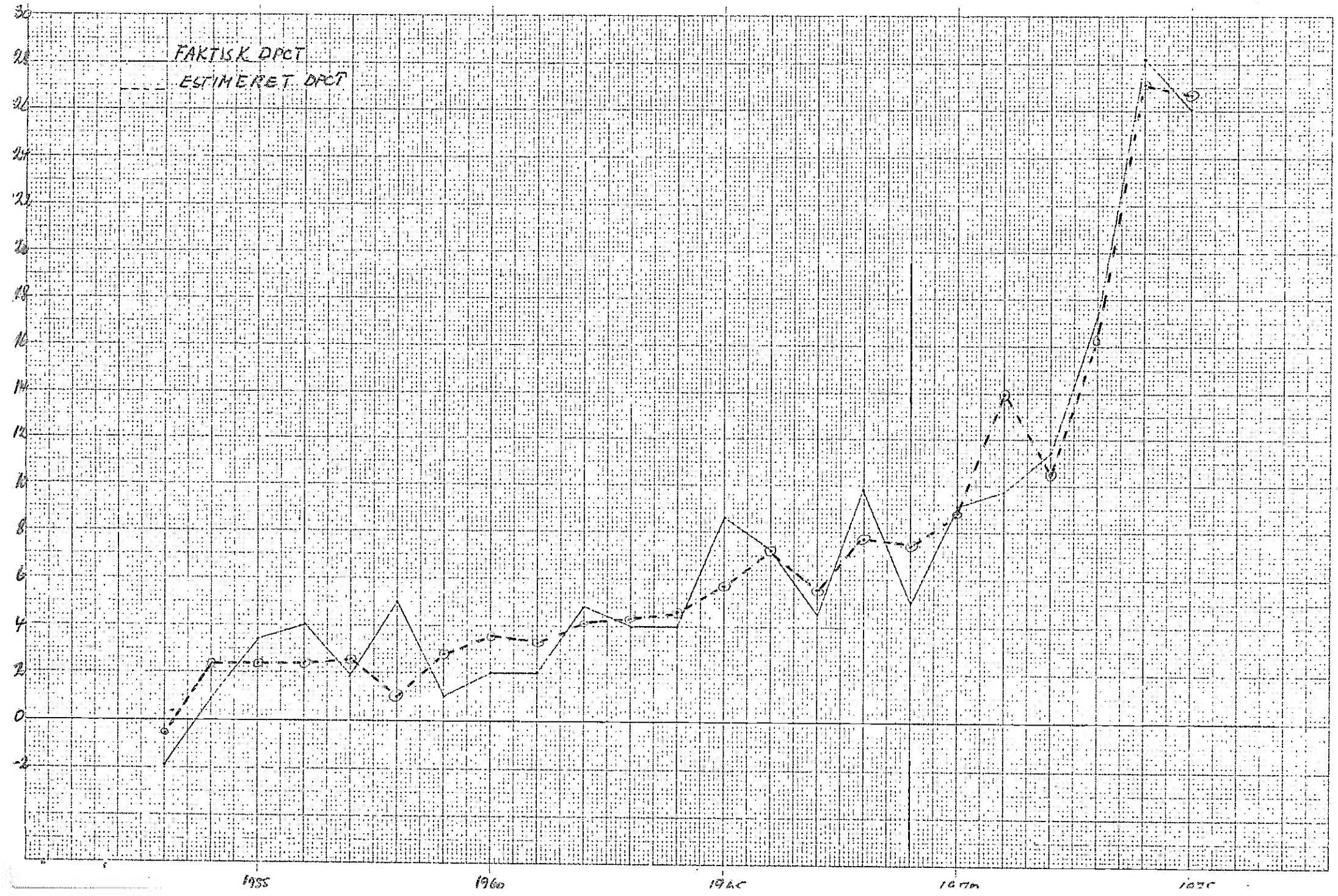

FAKTISK DFCT
ESTIMERET DFCT
30
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
0
-2
1955
1960
1965
1970
1975

(3.7)

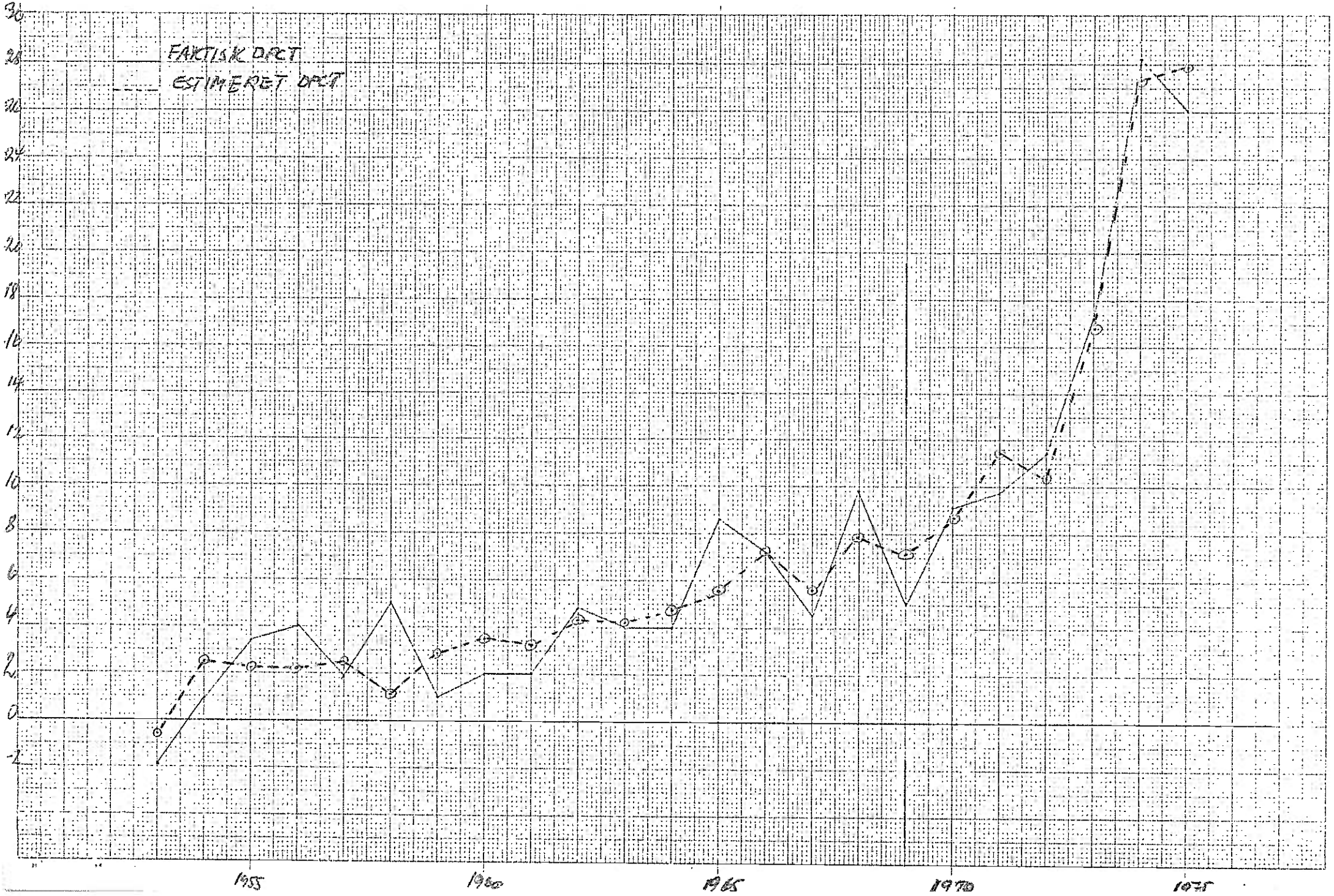

FAKTISK DØGT
ESTIMERET DØGT
30
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
0
-2
1955
1960
1965
1970
1975

Nr. 248

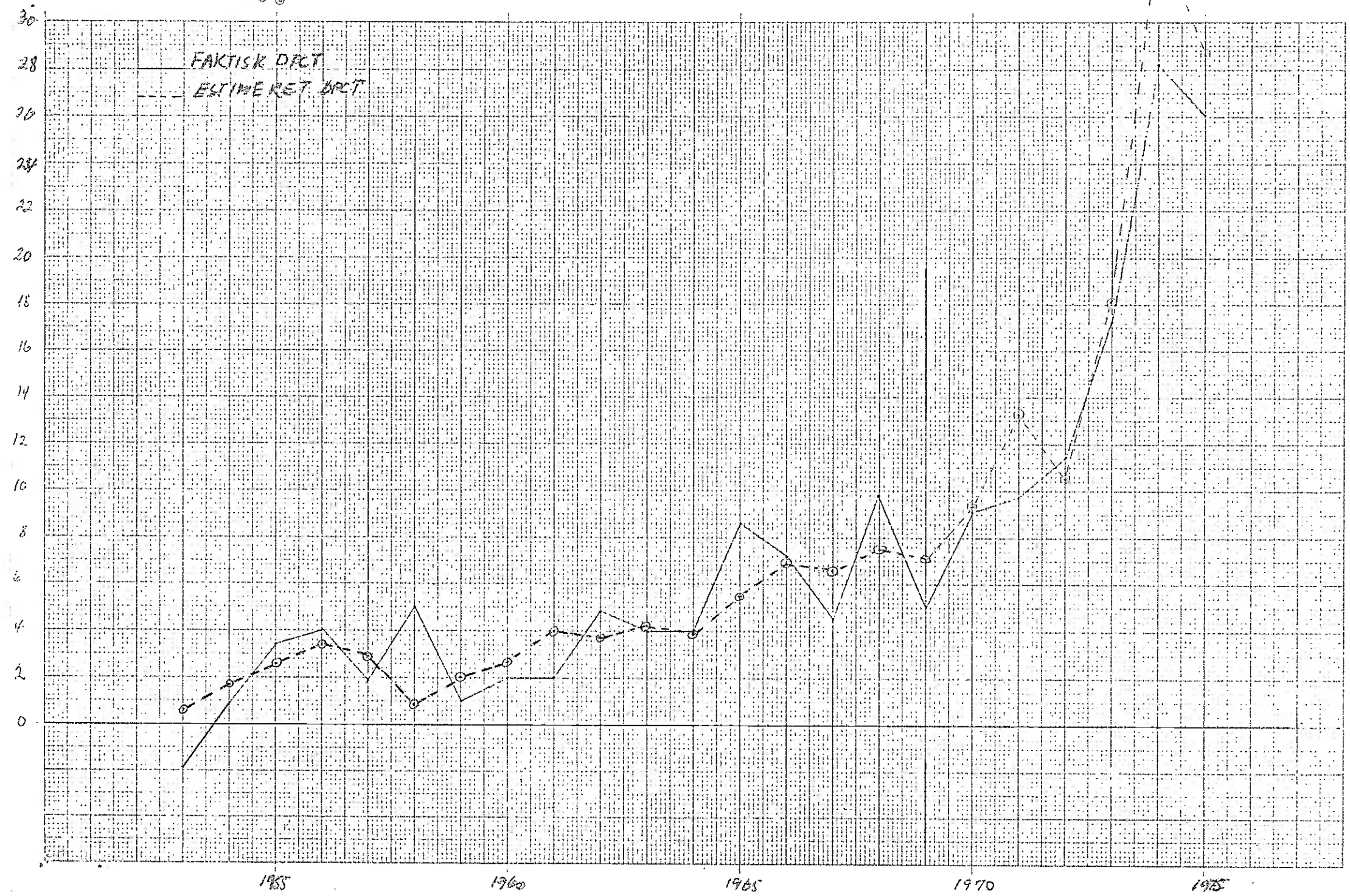
(3.8)


FAKTISK DPCT
ESTIMERET DPCT
30
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
0
-2
1955
1960
1965
1970
1975

(3.9)

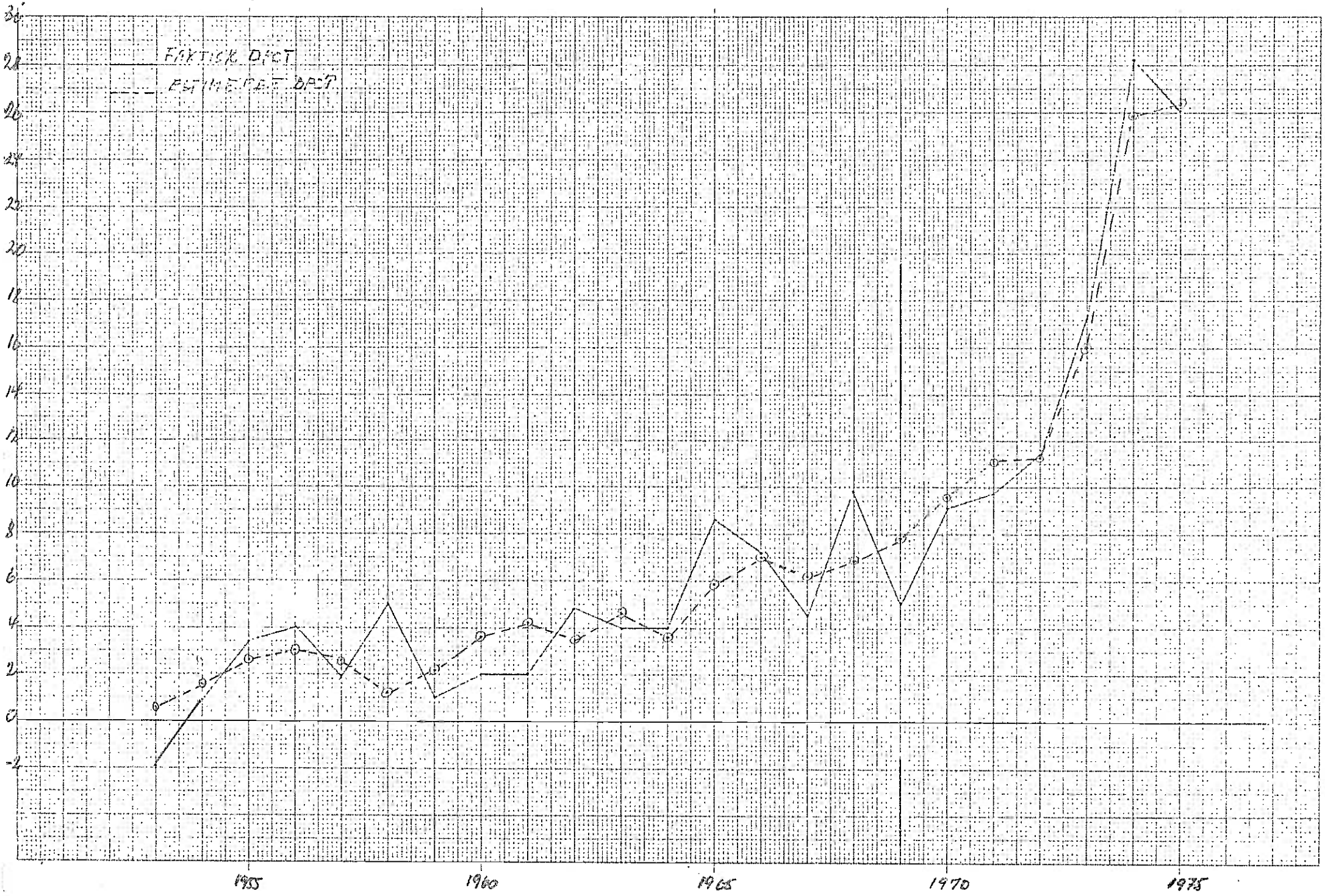

FAKTISK DPCT
ESTIMERET DPCT
30
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
0
-2
1955
1960
1965
1970
1975

(3.10)

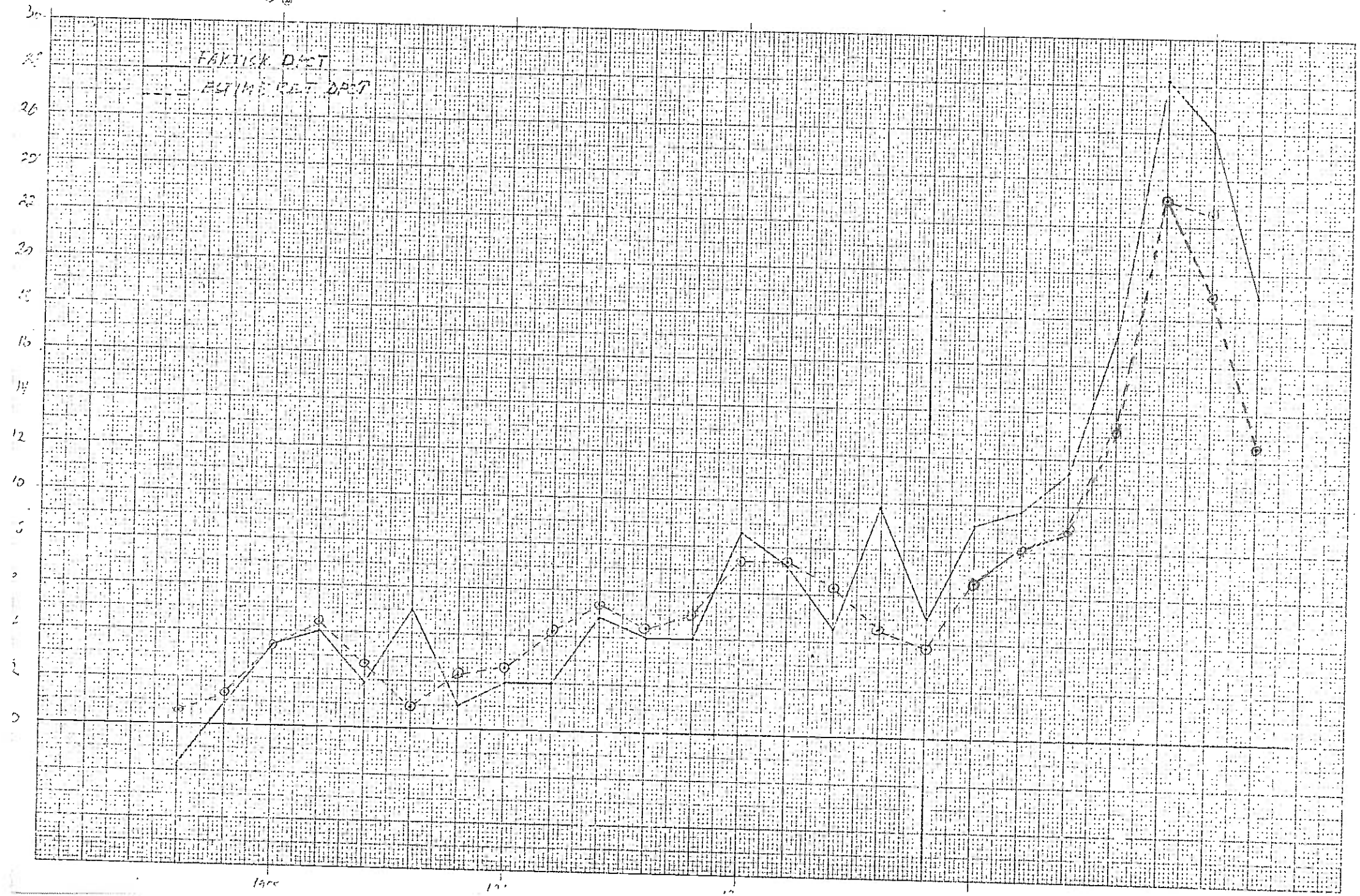

FAKTISK DPCT
ESTIMERET DPCT
30
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
0
1955
1960
1965
1970
1975

Nr. 248 AGT

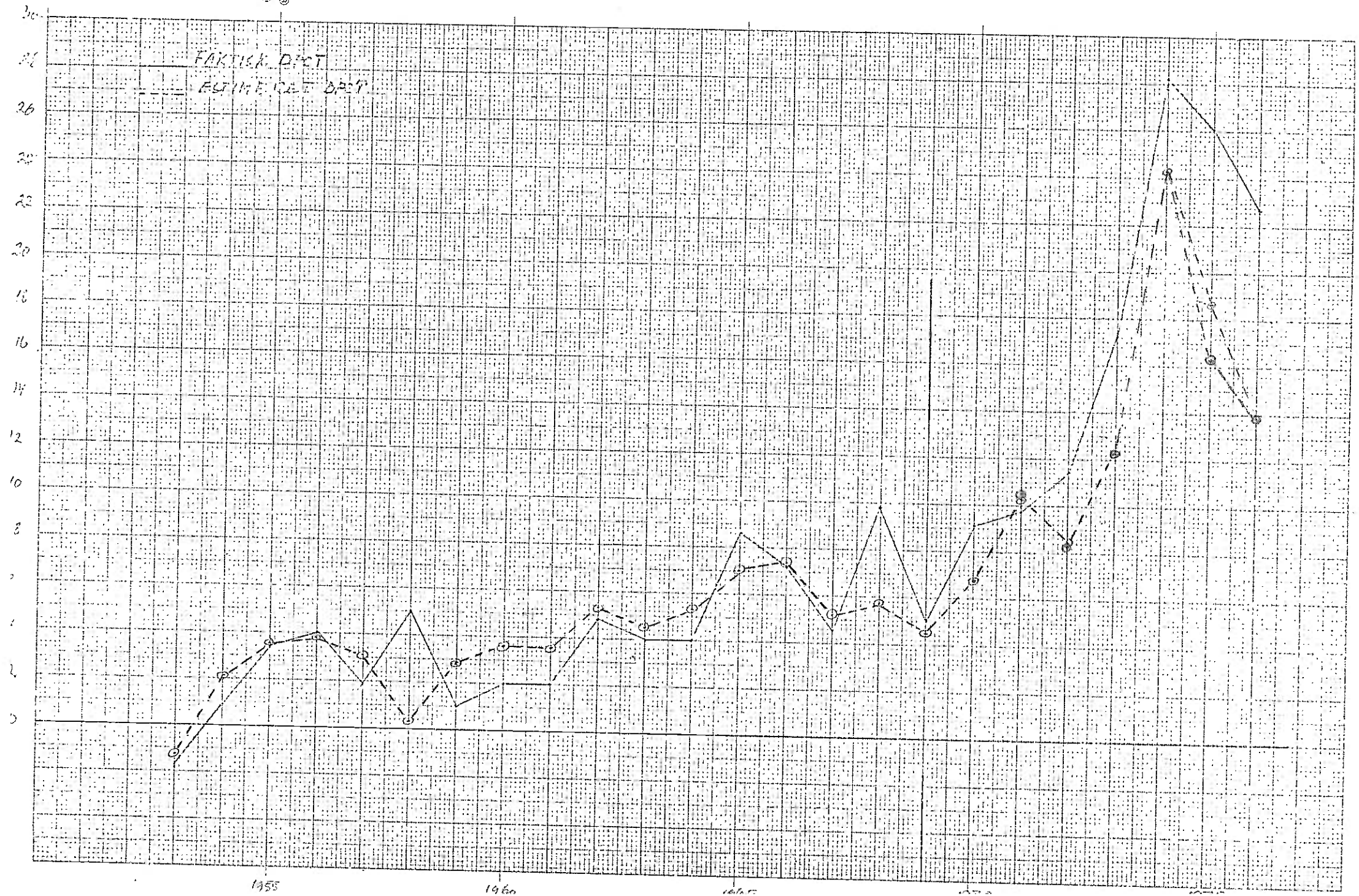
(3.11)



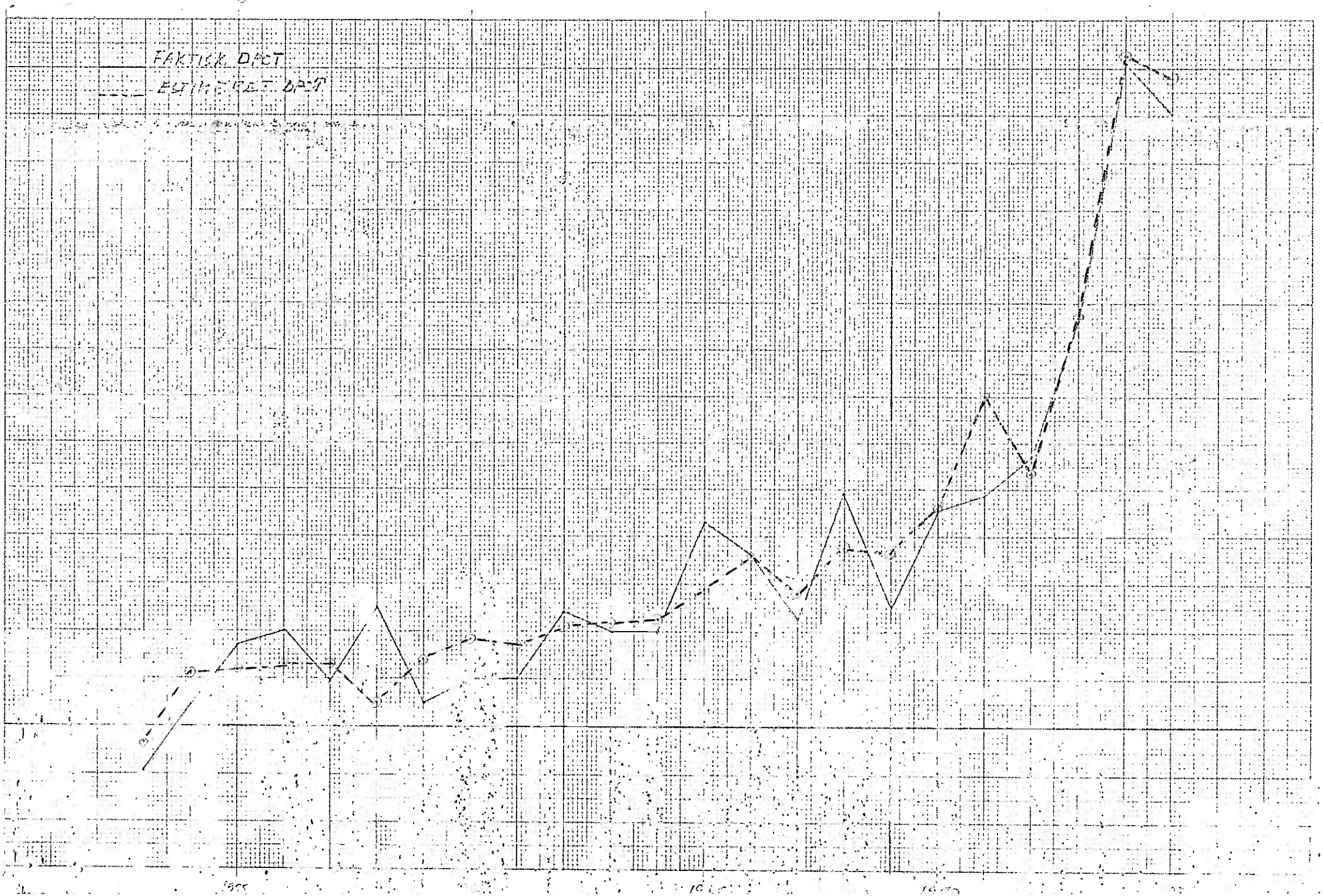
(3.12) $\text{Spot} = 0.6753 + 0.6272\ \text{Dpq}$



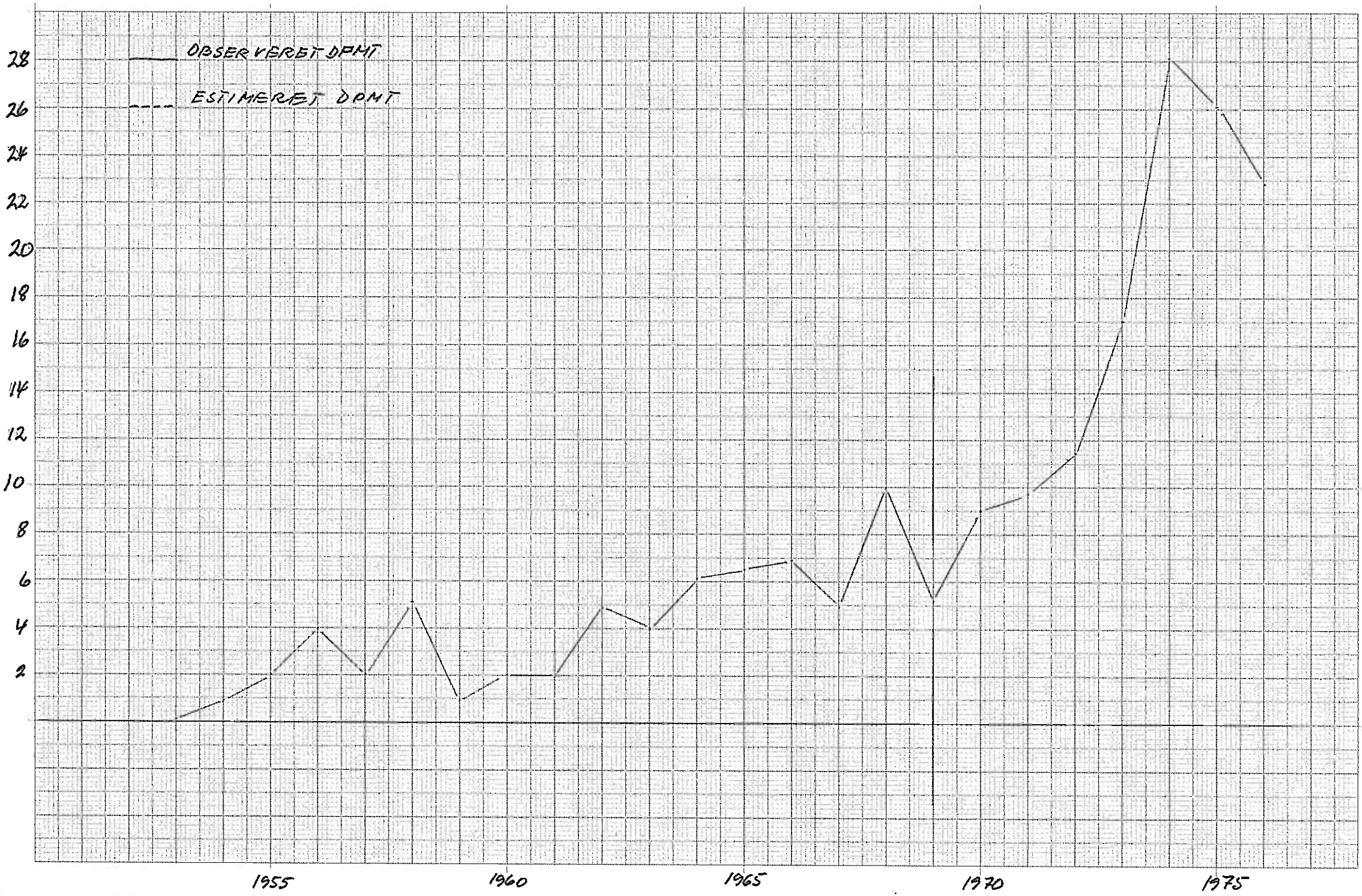
(3.13) $\Delta p_{cd} = 1.6623 + 0.2145\ \Delta p_{mc} - 0.45270\ p_g$



(3.14)



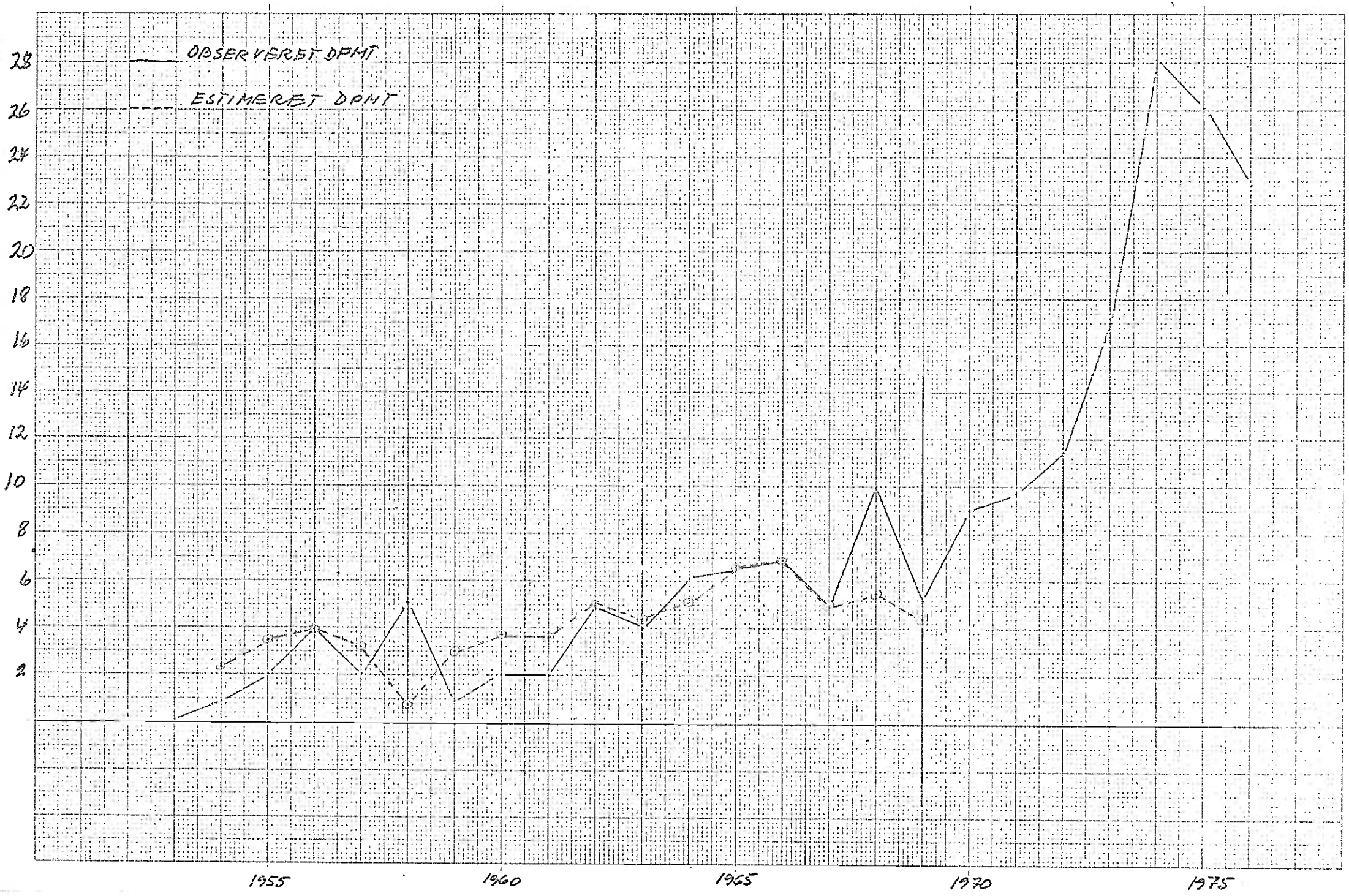
AGF
Nr. 248

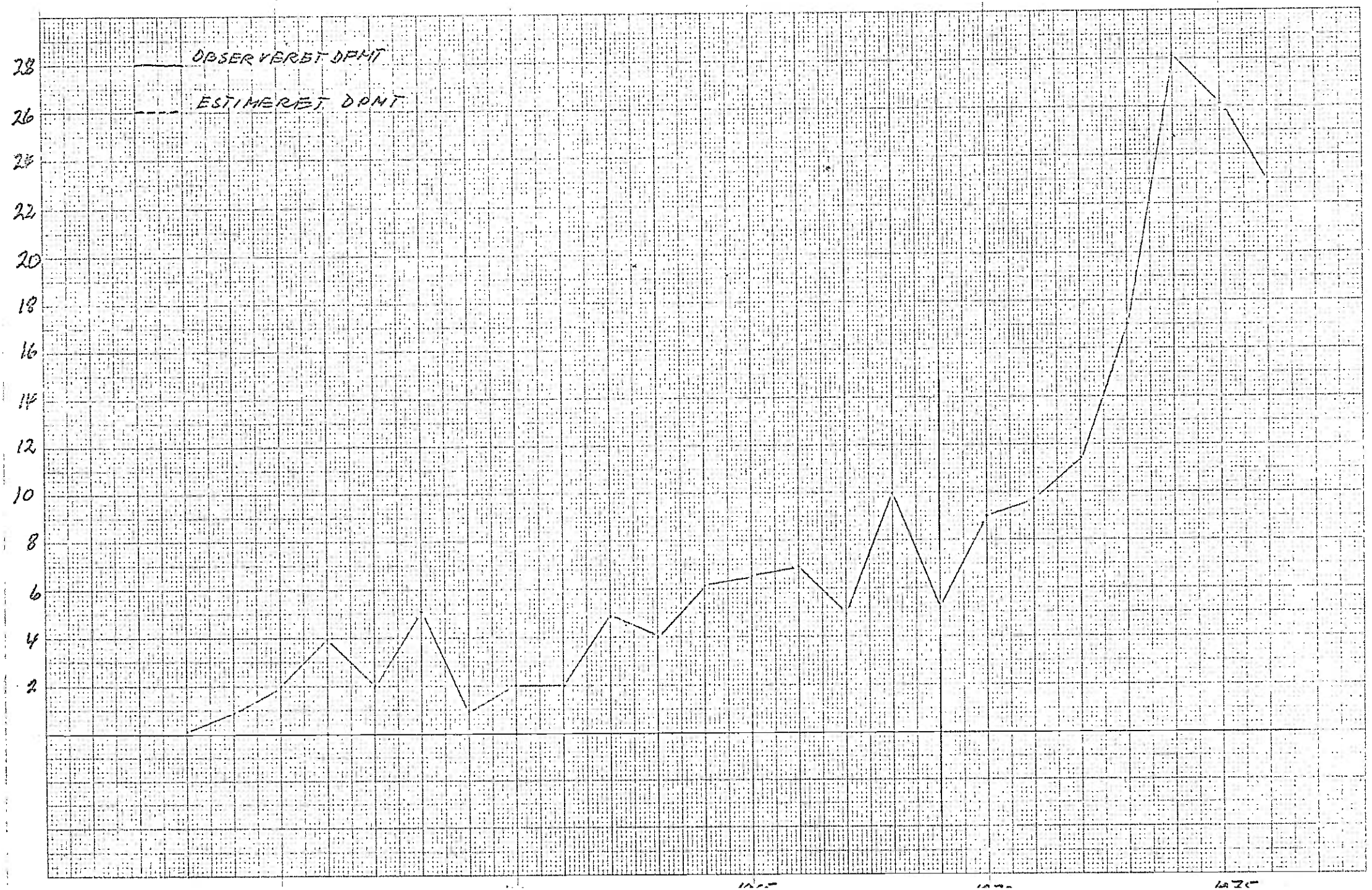

OBSERVERET DPMT
ESTIMERET DPMT
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
1955
1960
1965
1970
1975

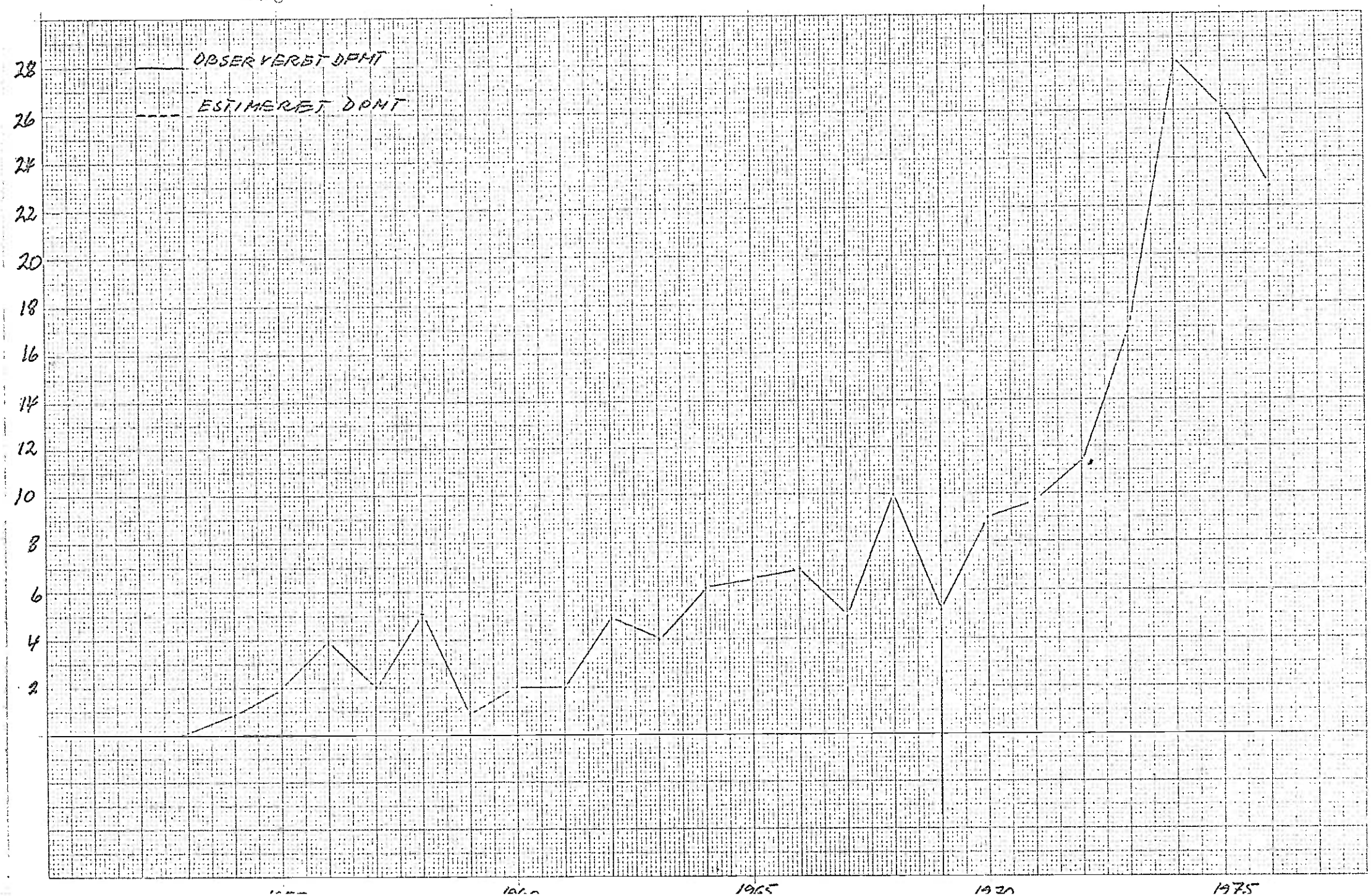
1954-69

Nr. 248

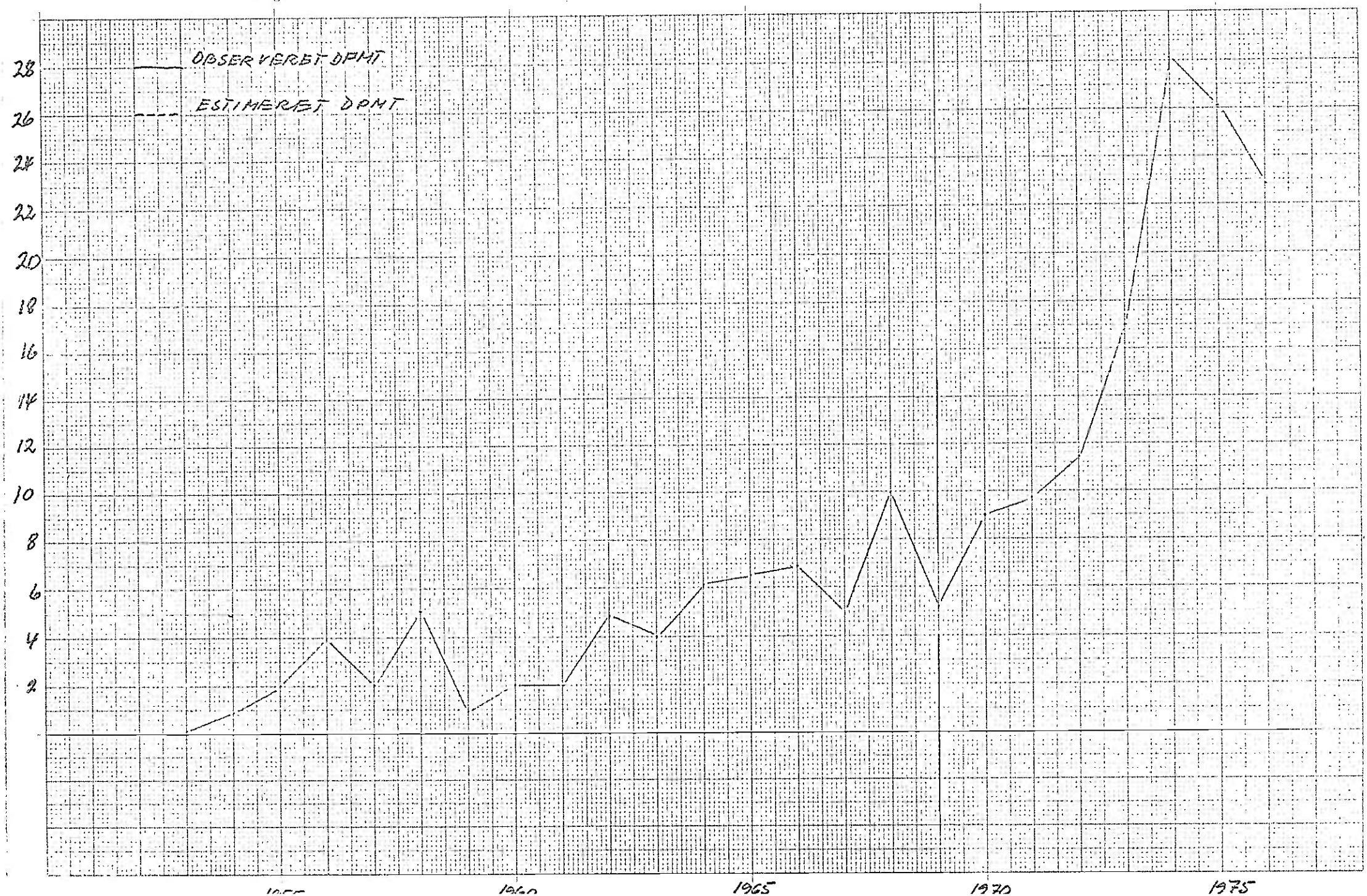
$DPMT = 1.9509 + 0.1867\,DPMC + 0.3973\,DPQ$



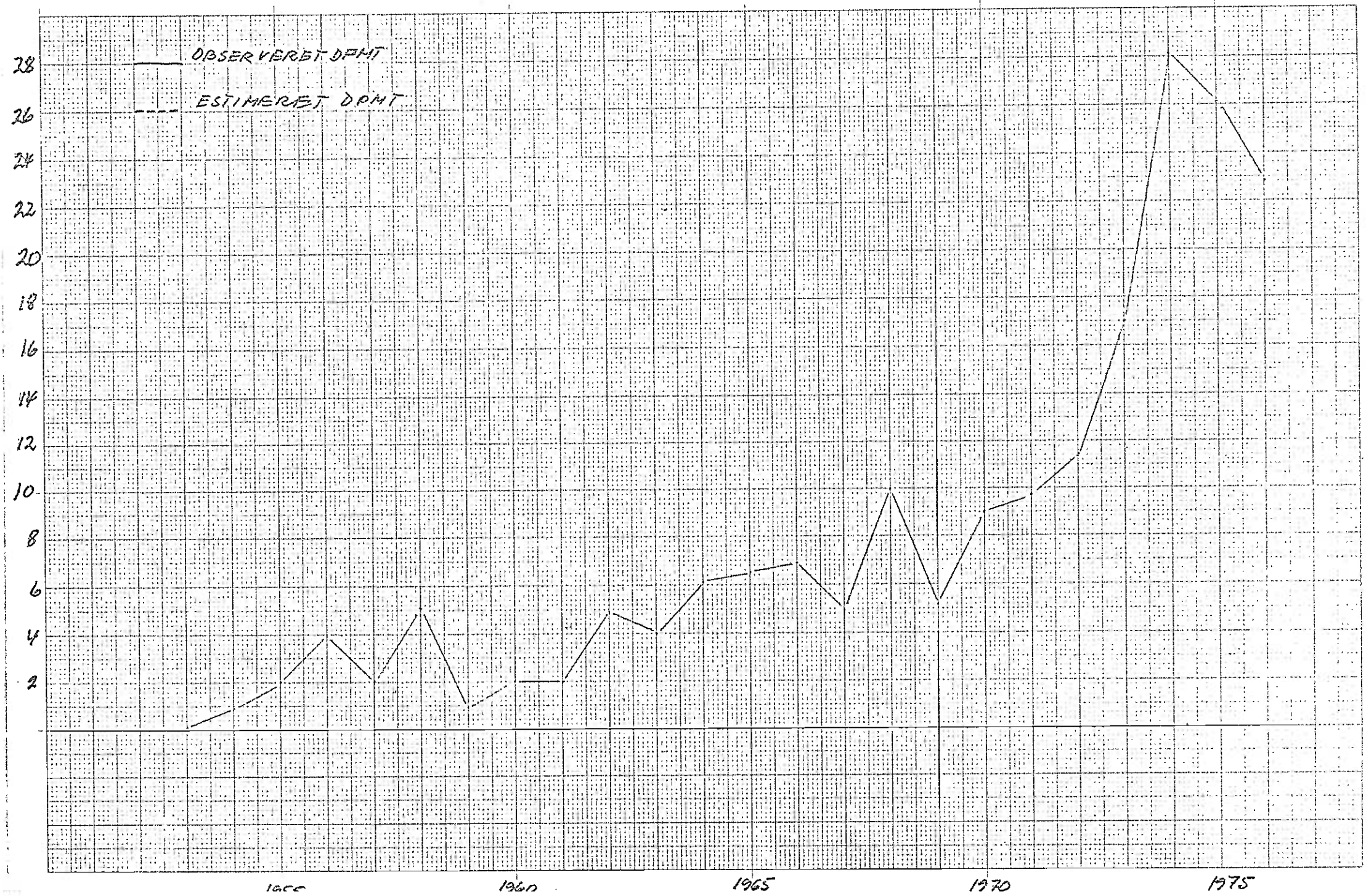

OBSERVERET DPMT
ESTIMERET DPMT
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2


OBSERVERET DØMT
ESTIMERET DØMT
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
1965
1970
1975

Nr. 248 A G F


OBSERVERET DPMT
ESTIMERET DPMT
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
1960
1965
1970
1975

AGF Nr. 248


OBSERVERET DPMT
ESTIMERET DPMT
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
1955
1960
1965
1970
1975

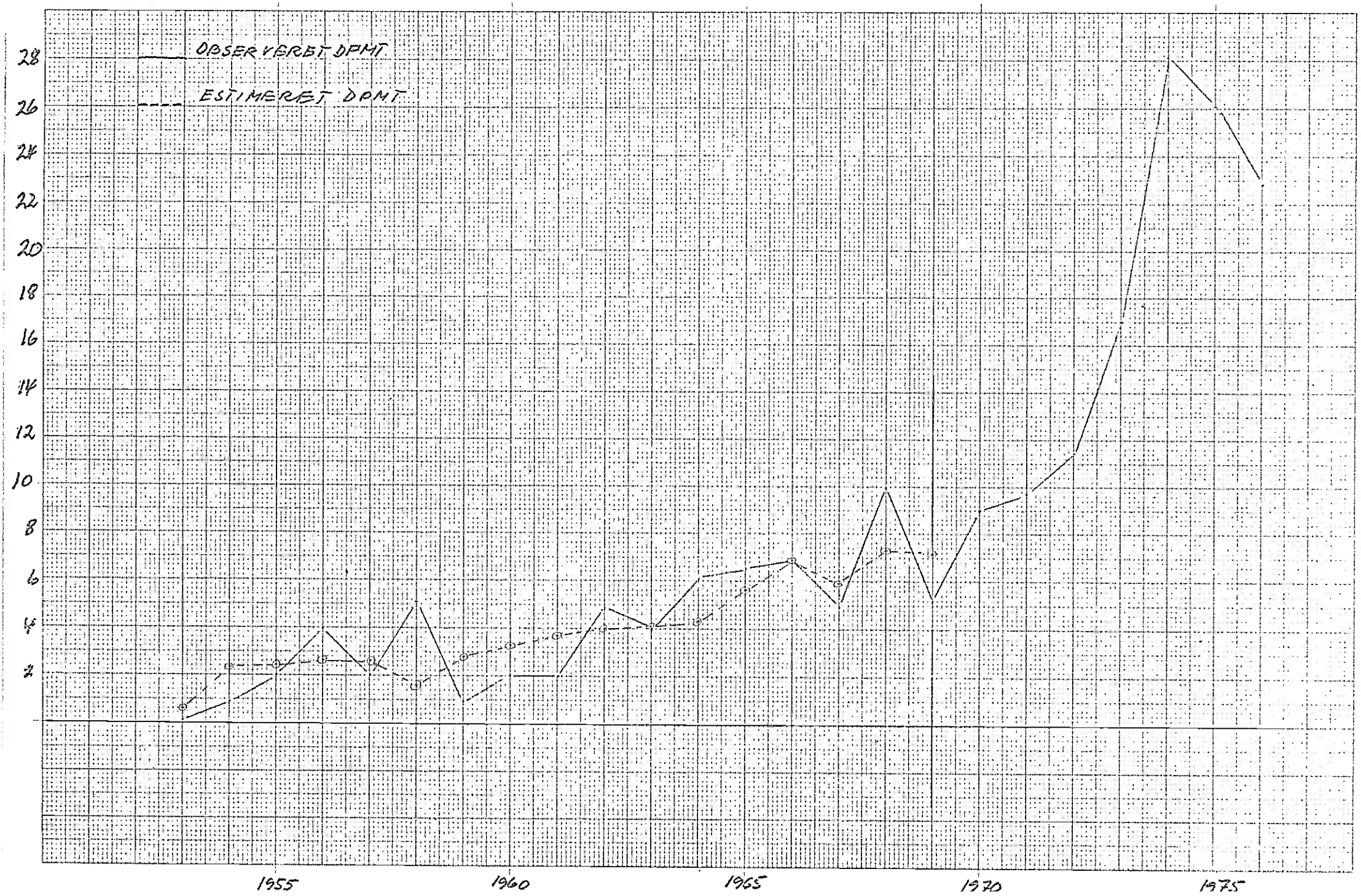
AGF
Nr. 248

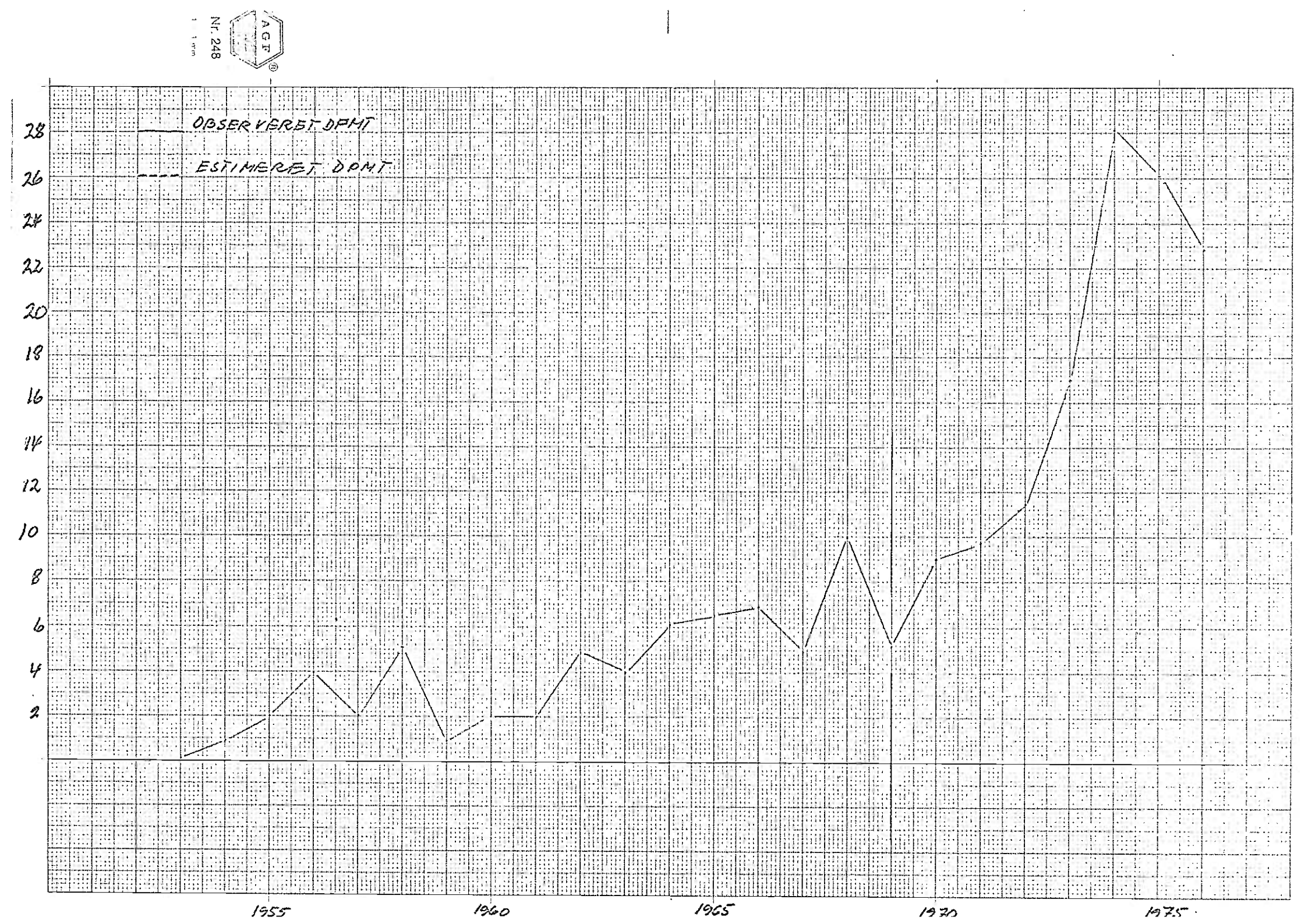
OBSERVERET DPMT
ESTIMERET DPMT
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
1960
1965
1970
1975

1953-69

Nr. 248

DPMT = 17394 + 0.1370 DPMC + 0.0235 DLN




Nr. 248
AGF
OBSERVERET DPMT
ESTIMERET DPMT
28
26
24
22
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
1955
1960
1965
1970
1975