

En model for DKK/DEM-kursforventningerne

Resumé:

I den finansielle sektor i ADAM indgår den forventede fremtidige valutakurs (DKK/DEM) i adfærdsrelationerne for den private ikke-finansielle sektor samt i udlandets efterspørgsel efter kroneobligationer. Variablen, der er af afgørende betydning for rentedannelsen, er eksogen i ADAM og modelleret ved en AR(2)-proces i kvartalsudgaven af Findan.

Det antages, at den faktiske valutakurs er den bedste indikator for den forventede valutakurs, og der søges opstillet en model for førstnævnte. Det afvises, vha. et Ljung-Box-test, at valutakursen kan beskrives ved en random walk, og på forhånd ville man forvente, at valutakursen er afhængig af renter, inflationsudvikling og evt. betalingsbalanceudvikling. Det undersøges først, om valutakurs og relative priser (målt på fire forskellige prisindeks) konvergerer til købekraftparitet. Der er tegn på konvergens for forbrugerpriser og timeløn; men ikke for engrospriser og enhedslønomkostninger. I den samlede dynamiske model er det, på statistisk grundlag, vanskeligt at vælge mellem de forskellige specifikationer af fejlkorrektionsleddet. Generelt er fejlkorrektionsleddets egenskaber pænere når timelønnen anvendes; men til gengæld er forklaringsgraden lavere og koefficienterne mindre signifikante, end når forbrugerprisindekset anvendes. Det er opmuntrende, at parametrene er forholdsvis stabile, og at samtlige variabler kommer ind med forventede fortegn og forholdsvis plausible koefficientstørrelser uanset estimationsmetode og valg af prisindeks: En øgning af rentespændet på 1 pct.-point fører således til en revaluering af kronen med ca. 1 pct. i løbet af 1. år, en forværring af betalingsbalancen på 1 pct. af BNP fører til en devaluering af tilsvarende størrelsesorden, og tilpasningen til købekraftparitet (evt. med renter i kointegrationsrelationen) sker med godt 50 pct. pr. år.

G:\PBR\EDEMMOD.WPT

Kodeord: Valutakurs, forventninger, købekraftparitet, renteparitet, kointegration, fejlkorrektion, stationaritet, random walk.

1. Indledning

Den forventede fremtidige DEM-kurs, $ewdme$, indgår i relationerne for den private ikke-finansielle sektors porteføljevalg (wpm , $wblp$ og $wflp$) samt i udlandets beholdning af kroneobligationer ($wfbz$) i form af den valutakursforventningskorrigerede DEM-rente:

$$iwdme = iwdm + \gamma \frac{ewdme}{ewdm}$$

hvor $ewdme$ hidtil er blevet genereret vha. en simpel AR(2)-proces. γ er sat til 1 i wpm -, $wblp$ - og $wflp$ -relationerne, mens den er estimeret til 0,7 i $wfbz$ -relationen.

I fremskrivninger med modellen på årsniveau er $ewdme$ eksogen, og man har dermed måttet postulere et forløb for de- eller revalueringsforventningerne. I multiplikatorøkørsler ændres den forventede valutakurs selvsagt ikke.

Der er næppe tvivl om, at valutakursforventningernes afhængighed af den økonomiske udvikling i bred forstand har været en betydelig faktor bag renteudviklingen, en mekanisme som ovenstående specifikation udelukker. Endogenisering af valutakursforventningerne vil få betydning for rentedannelsen i multiplikatoreksperimenter afhængig af eksperimentets art. Specielt vil rentestigningerne blive større ved multiplikatoreksperimenter, der forværrer balanceproblemerne eller øger prisstigningstakten.

Da valutakursforventningerne ikke er direkte observerbare og næppe lader sig udlede uden store systematiske målefejl, er det valgt at konstruere en simpel model for den faktiske valutakursudvikling og postulere, at det er den agenterne på de finansielle markeder baserer deres valutakursforventninger på.¹

Ofte fremhæves det, at man ikke kan afvise en hypotese om, at valutakursniveauet følger en random walk. Hvorfor det er spild af tid at forsøge at opstille modeller for valutakursudviklingen.

Det vises her, at man -på de anvendte data- kan afvise hypotesen om en random walk. Der er betydelig systematik i ændringen i valutakursen, som giver håb om, at der er forklaringsmuligheder og simpel grafisk inspektion af data giver a priori anledning til at tro, at der er information at hente i specielt inflationsudviklingen; men også i betalingsbalance- og renteudviklingen.

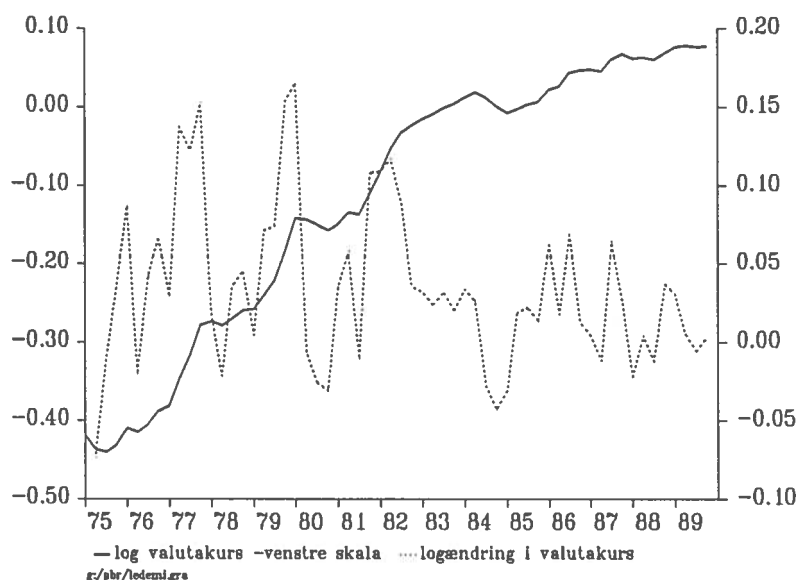
¹Implicit er det hermed antaget, at der er mere information om valutakursforventningerne i den faktiske valutakursudvikling end i fx forwardpræmie eller hvad der kan udledes ud fra udækket renteparitet.

På den anden side forventes det ikke, at valutakursudviklingen kan forklares meget præcist. Bl.a. forventningsskift og direkte intervention i valutamarkederne gør det vanskeligt. Det, der forventes, er alene at kunne fange en vis systematisk - specielt på længere sigt, og den rene random-walk model vil alene danne en øvre grænse for hvilken residualspreddning der kan accepteres.

2. Er valutakursen en random walk?

Konklusionerne angående random-walk modellen vil givetvis afhænge af, hvilken frekvens data har. Overalt i det følgende er periodeenheden et kvartal.

Figur 2.1. Udvikling i DKK/DEM-kursen.



Betragtes logaritmen til valutakursniveauet, j.f. figur 2.1, viser det sig, at den er integreret af 1. orden.² Hypotesen om at valutakursniveauet følger en random walk kan derefter testes ved at teste, om ændringen i logaritmen til valutakursen, som altså er stationær, er ren hvid støj.

Det kan gøres vha. de såkaldte Portmanteau test: Box-Piece (BP) og Ljung-Box (LB) Q-test:

²Testet v.h.a. Dickey-Fuller-testet.

$$Q_{BP} = T \sum_{\tau=1}^P \rho_{\tau}^2$$

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{\tau=1}^P \frac{\rho_{\tau}^2}{T-\tau}$$

hvor ρ_{τ} er autokorrelationskoefficienten af lag τ , P er antal kvartaler, der indgår i testet og T er antal observationer.

Begge test er asymptotisk χ^2 -fordelt med P frihedsgrader; men LB-testet har størst styrke for endeligt antal observationer, mens BP-testet er kendt for sjældent at afvise selv meget forkerte hypoteser.

Anvendelse de to test med op til 12 lags for perioden 1975Q1 til 1989Q4 fås:

$$Q_{BP} = 25,22$$

$$Q_{LB} = 28,41$$

Begge har kritisk værdi på 21,03 ved test på 5 pct.-niveau. BP-test-størrelsen er signifikant på godt 1 pct.-niveau, LB-teststørrelsen er signifikant på knap 0,5 pct.-niveau.

Det må på overstående baggrund konstateres, at data taler kraftigt imod, at random-walk hypotesen accepteres på kvartalsdata. Typisk er resultaterne følsomme overfor valg af P; men dette er dog ikke det store problem her.³

Det bemærkes, at alternativet til nulhypotesen er autokorrelation i den logaritmiske ændring i valutakursen. Umiddelbart kan det måske undre, at autokorrelation skulle være det eneste interessante alternativ. Det der ønskes undersøgt er jo, om der findes en interessant økonomisk forklaring på valutakursudviklingen, dvs. om der er korrelation mellem valutakurs og andre økonomiske variabler, ikke *umiddelbart* om der er autokorrelation. Det kan imidlertid vises⁴, at f.eks. eksistens af en tilpasningsmekanisme til en eller anden langsigtsammenhæng typisk fører til autokorrelation. Dette er, sammenholdt med traditionen for altid at teste random-walk hypotesen, begrundelsen for at gøre det her. Havde det ikke været muligt at afvise hypotesen, havde det pga. styrkeproblemer ikke ført til, at al søgning efter en økonomisk sammenhæng var blevet opgivet.

³jf. Boldsen(1990).

⁴jf. Rasmussen(1990).

3. Stationære sammenhænge

Som det fremgår af det foregående, må en hypotese om, at valutakursen bevæger sig som en random walk, afvises. Der er betydelig systematik i ændringerne i valutakursen, og random-walk modellen har en betydelig residualspredning (5,03 pct. på årsniveau).

I litteraturen lægges vægt på to elementer i valutakursdannelsen:

- købekraftparitet (PPP)
- udækket renteparitet (UIP)

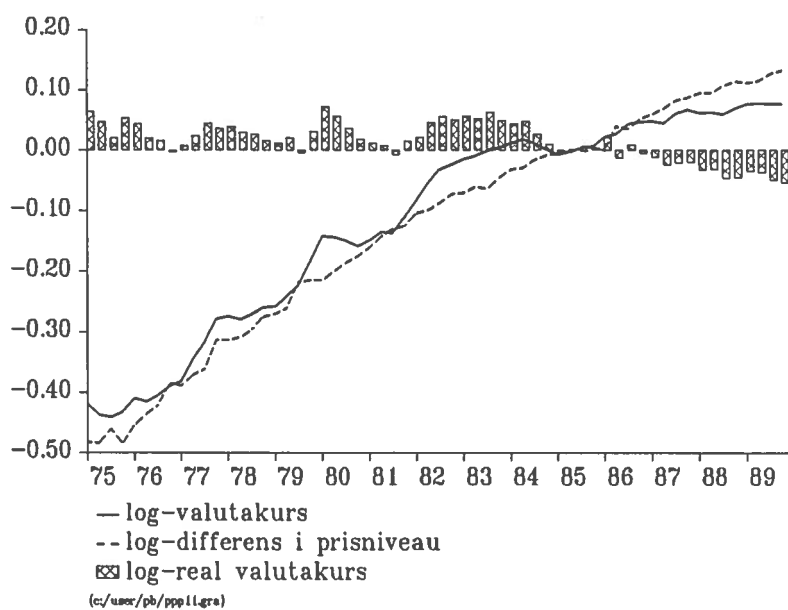
Figur 3.1 til 3.4 viser sammenhængen mellem valutakursudvikling og relativ prisudvikling mellem Danmark og Vesttyskland for hhv. forbrugerpriser, engrospriser, timeløn i fremstillingsvirksomhed og enhedslønomskostninger. Alle variabler er logaritmisk transformerede, og både priser, løn og valutakurs er indekser med gennemsnit 1985 sat til 1. Valg af basis for indekserne vil i det følgende ikke have nogen betydning for estimationsresultaterne -bortset fra konstantleddene.

Det fremgår af figurerne, at der er en tendens til, at valutakurs og relativ pris følges ad. Det kunne tolkes således, at afvigelser fra PPP på længere sigt fører til tilpasning af valutakurs/relative priser mod PPP.

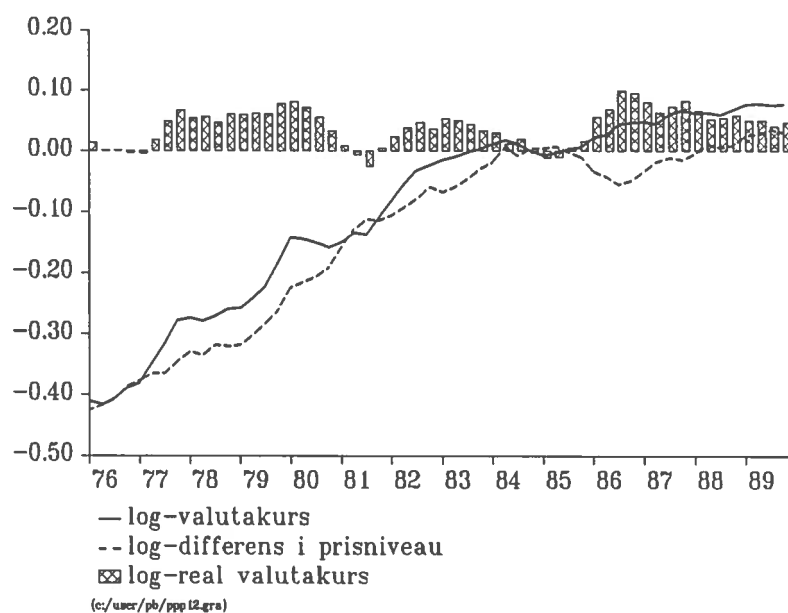
Tilpasningen ser ud til at foregå hurtigere end man umiddelbart ville forvente i betragtning af, at mange analyser afviser købekraftparitetshypotesen. Der er tillige betydelig systematik i den reale valutakurs, hvilket man vel også ville forvente i betragtning af, at finansielle forhold i hvert fald på kort sigt, men muligvis også på længere sigt, må forventes at spille en betydelig rolle.

Figureerne antyder med andre ord, at valutakurs og relative priser er kointegrerede af orden (1,1), dog således at det ikke på forhånd kan afvises at renter (-spænd) også spiller en rolle på længere sigt og derfor skal ind i kointegrationsrelationen.

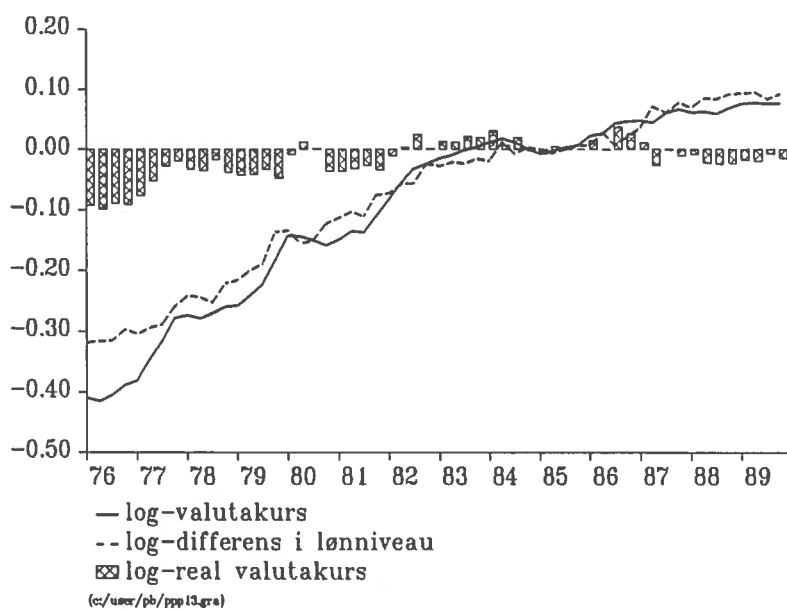
Figur 3.1. Købekraftpritsanalyse, forbrugerpriser.



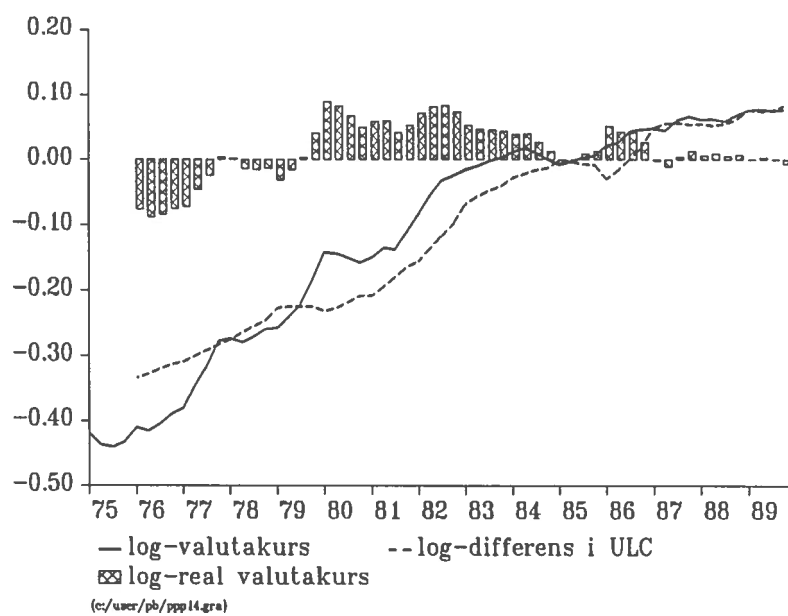
Figur 3.2. Købekraftparitetsanalyse, engrospriser.



Figur 3.3. Købekraftparitetsanalyse, timeløn.



Figur 3.4. Købekraftparitetsanalyse, enhedslønomkostninger.



Estimeres kointegrationsligningen statistisk, svarende til 1. trin i Engle-Grangers 2-trins procedure, fås:

for forbrugspriser:

$$lewdmi = 0,0014 + 0,90(lpcp - lpcpdm)$$

$$(0,004) \quad (0,018)^5$$

$$R^2 = 0,98, DW = 0,34, SE = 0,026, DF = -2,03$$

for engrospriserne:

$$lewdmi = 0,0431 + 1,02(lwpi - lwpidm)$$

$$(0,005) \quad (0,023)$$

$$R^2 = 0,97, DW = 0,26, SE = 0,029, DF = -2,06$$

for timeløn i fremstillingsvirksomhed:

$$lewdmi = -0,0045 + 1,15(llna - llnam)$$

$$(0,004) \quad (0,021)$$

$$R^2 = 0,98, DW = 0,64, SE = 0,024, DF = -3,61$$

for enhedslønomkostninger:

$$lewdmi = 0,0245 + 1,09(lulc - lulcdm)$$

$$(0,007) \quad (0,042)$$

$$R^2 = 0,93, DW = 0,15, SE = 0,042, DF = -1,83$$

hvor:

- $ewdmi$ = DKK/DEM kursen målt som indeks med gns. 1985 lig 1.
- pcp = dansk forbrugerprisindeks
- $pcpdm$ = vesttysk forbrugerprisindeks
- wpi = dansk engrosprisindeks
- $wpidm$ = vesttysk engrosprisindeks

⁵Af flere grunde kan de angivne standardafvigelser ikke anvendes til almindeligt t-test. For det første er t-teststørrelserne ikke t-fordelte i en regression med ikke-stationære variabler. For det andet udregner programpakkerne standardafvigelserne forkert, når der er autokorrelation i residualerne.

$\ln a$	= timeløn i fremstillingsvirksomhed i Danmark
$\ln adm$	= timeløn i fremstillingsvirksomhed i Vesttyskland
ulc	= enhedslønomkostninger i Danmark
$ulcdm$	= enhedslønomkostninger i Vesttyskland

Foranstillet l betegner logaritmisk transformation, og foranstillet d betegner 1. ordens differenser -for logaritmer multipliceret med 4, således at logændringer er omregnet til årsrater. DF er Dickey-Fuller teststørelsen for test af residualernes stationaritet, der har kritisk værdi på -3,2 ved test på 5 pct. niveau af en nulhypotese om ikke-stationaritet. Vi har altså, bortset fra relationen med timelønsindekset, ikke information nok til at afvise denne hypotese og kan følgelig heller ikke afvise at valutakurs og relative priser/enhedslønomkostninger *alene* ikke kointegrerer. Det betyder naturligvis ikke, at vi ukritisk skal acceptere nulhypotesen; men konklusionen er på den anden side helt på linie med Juselius(1990), der anvender forbrugerpriser. I kointegrationsligningen med timelønsindekset er DF-teststørelsen derimod signifikant. Resultatet er umiddelbart lidt overraskende. Betragtes figur 3.1 til 3.4 ser den reale valutakurs vel ikke specielt ikke-stationær ud, og der er da heller ikke den store forskel på fig 3.3 og de andre.

Det antages ofte, at arbitrage på de finansielle markeder sikrer hurtig telpasning af renter og/eller valutakurs, således at der er udækket renteparitet (UIP), d.v.s. at det forventede afkast ved at placere i forskellige valutaer er ens. I ADAM vil det sige enten;

$$dlewdmi^e = iwmm - iwdm$$

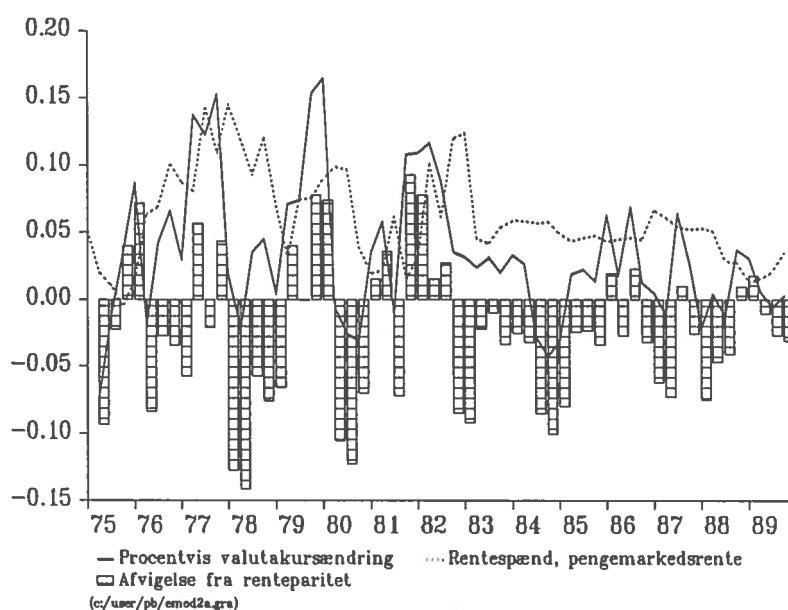
eller

$$dlewdmi^e = iwbz^e - iwbdm^e$$

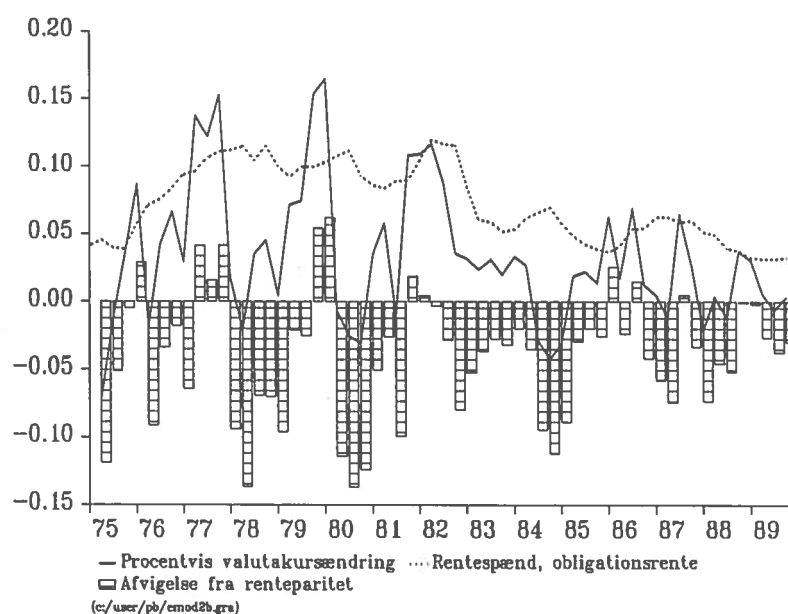
hvor $iwmm$ og $iwdm$ er hhv. dansk og vesttysk pengemarkedsrente, $iwbz$ og $iwbdm$ er hhv. dansk og vesttysk gennemsnitlig obligationsrente og e betegner forventet værdi.

Test af denne hypotese vanskeliggøres selvfølgelig af, at både den forventede valutakurs såvel som forventede afkast ikke er observerbare, og afvigelser fra UIP kan derfor skyldes en kombination af fejlslagne forventninger, risikoaversion og transaktionsomkostninger, når der måles på faktiske renter og faktisk valutakurs.

Figur 3.5. Udvikling i valutakurs og pengemarkedsrentespænd.



Figur 3.6. Udvikling i valutakurs og obligationsrentespænd.



Uanset om det er pengemarkedsrenter eller obligationsrenter, der betragtes, ses det på figur 3.5 og 3.6, at der i gennemsnit har været et rentespænd, der mere end opvejede den gennemsnitlige devaluering overfor DEM. Der har altså i gennemsnit været en præmie ved at placere i Danmark/låne i Vesttyskland.

Da $dlew_{dmi}$ er stationær mens rentespændene ikke er det (de er begge integrerede af 1. orden), kointegrerer rentespænd og $dlew_{dmi}$ altså ikke. Det er derfor valgt alene at lade renteniveauer, eventuelt i form af rentespænd, indgå i nedenstående estimationer af kointegrationssammenhænge.

Der er estimeret en række kointegrationsrelationer, hvor dansk og vesttysk renteniveau indgår. En fortolkning af at lade renter eller rentespænd indgå i langsigtsammenhængen er, at det selv på langt sigt er/har været muligt at have en valutakursudvikling, der afviger fra PPP, blot man accepterer den nødvendige renteutvikling, jf. dog nedenfor.

Tabel 3.1a og 3.1b viser resultaterne med forfrugspriser, estimeret henholdvis med Engle-Grangers 2-trins procedure og med Hendry's dynamiske 1-trins procedure, hvor modellen er specificeret som modellen side 23, hvad angår de stationære variabler. Tabel 3.2a og 3.2b viser tilsvarende resultater med engrospriser, tabel 3.3a og 3.3b viser resultaterne for timelønsindeksene og tabel 3.4a og 3.4b omhandler enhedslønomkostninger. Paranteser angiver parameterrestriktioner, hvor den anvendte restriktion umiddelbart skulle fremgå.

Tabellerne er vist for de valgte prisindeks, fordi det ikke teoretisk kan afgøres hvilket prisindeks, der er det relevante.

I litteraturen ses argumenter for alt lige fra brede indeks som forbrugerprisindeks og engrosprisindeks til snævre som indeks for priser på varer, der handles internationalt, og f.eks. lønindeks. Hvis prisindeksene skal udtrykke omfanget af varearbitrage/konkurrenceevne i forbindelse med eventuel konvergens til købekraftparitet, kan der argumenteres for et snævert indeks. Anvendes prisindekset derimod til deflatering af pengeudbuddet er det et bredere indeks der bør anvendes.

Teoretisk bør det danske prisindeks indgå med positivt fortegn mens det vesttyske bør indgå med negativt, således at en stigning i det danske prisniveau i forhold til det vesttyske medfører devaluering af DKK overfor DEM - i hvert fald på længere sigt. Absolut PPP vil implicere koefficienter på hhv. 1 og -1.

Den keynesianske og den monetaristiske valutakursteori repræsenteret f.eks. ved hhv. Dornbusch(1976) og Frenkel(1976) har forskelligt syn på, hvilken rolle rentespændet spiller for valutakursdannelsen. Det keynesianske synspunkt er det velkendte, at en udenlandsk rentestigning fører til kapitalimport og appreciering af kursen, hvilket altså giver negativ sammenhæng mellem rentespænd og kronekurs. Det monetaristiske synspunkt er, at rentestigninger er forårsaget af øgede inflationsforventninger og følgelig vil rentespænd og valutakurs være positivt korrelerede.

I kointegrationsestimationerne vil man derfor ud fra en keynesiansk tankegang forvente negative koefficienter til de danske renter og negative koefficienter til de vesttyske, mens man vil forvente det modsatte ud fra en monetaristisk.

Der er efter min mening ikke nødvendigvis modstrid mellem de to synspunkter. En mulighed er, at fortolkningen af renteahængigheden i valutakursdannelsen afhænger af hvilken rente, der er tale om. Pengemarkedsrenten er i højere grad end obligationsrenten udtryk for den aktuelle likviditetssituation, mens rentestrukturen bl.a. er udtryk for den renteutvikling, der forventes, bl.a. på baggrund af den forventede inflationsudvikling. Obligationsrenten kunne derfor tolkes som en proxy -omend næppe særlig god- for inflationsforventningerne. Det er dog et åbent spørgsmål, om det er obligationsrenten eller forskellen mellem obligationsrente og pengemarkedsrente, der er den bedste proxy for inflationsforventningerne. Hvis udsving i pengemarkedsrenten hovedsaglig er resultatet af den kortsigtede likviditetsudvikling kan der argumenteres for det første.

På ovenstående baggrund ville man forvente "keynesinaske fortegn" til pengemarkedsrenterne, "monetaristiske fortegn" til obligationsrenterne og negativt fortegn til forskelle mellem pengemarkeds- og obligationsrentespænd, hvor koefficienterne er bundet, så det alene er disse, der indgår.

Som det fremgår af tabellerne, er der foretaget estimationsforsøg, hvor både obligations- og pengemarkedsrenter indgår.

Generelt må det fastslås, at der er betydelig forskel på koefficientestimerne afhængigt af hvilken estimationsprocedure, der anvendes. Det er naturligvis ubehageligt; men dette er igen helt i overensstemmelse med Juselius(1990). Et andet overraskende resultat er, at hvis DF-teststørelsen tages for pålydende, er der ingen kointegration mellem variable, når det er engrospriserne og enhedslønomkostningerne, der anvendes. Der er dog nogle kombinationer af variable, der er tæt ved, når den statistiske procedure anvendes; men her har parameterestimerne vanskeligt fortolkelige størrelser/fortegn.

Det er overraskende, at det er disse to indeks, der ikke giver kointegration. Ud af de fire indeks, der her er forsøgt med, er engrospriser og enhedslønomkostninger vel de, der normalt betragtes som de bedste proxier for konkurrenceevneudviklingen. Der kan dog udmærket være argumenter for timelønnen idet produktivitetstigninger er omkostningskrævende. Hertil kommer, at timeløn og forbrugerpriser er de indeks, der normalt er størst interesse om på de finansielle markeder. Det skyldes hovedsagelig, at de offentliggøres med kortere lag end de øvrige. Det kunne tale for, at disse indeks er centrale for udviklingen på kort sigt; men er ikke noget godt argument på længere sigt, d.v.s. i kointegrationssammenhængen.

Table 3.1a. Kointegrationssammenhænge, statistisk estimation, forbrugerpriser

	lpcp	lpcpdm	iwmm	iwdm	iwbz	iwbdm	DF	SE%
Begge renter								
CPI-11	0,50	0,11	0,21	-0,56	0,27	0,52	-3,78	1,84
CPI-12	0,39	0,33	(0,15)	(-0,15)	(0,27)	(-0,27)	-3,53	1,84
CPI-13	(1,01)	-1,01	0,34	-1,25	0,14	2,93	-3,85	2,17
CPI-14	(0,92)	(-0,92)	(0,09)	(-0,09)	(0,24)	(-0,24)	-2,50	2,51
CPI-15	(0,90)	(-0,90)	(0,06)	(-0,06)	(-0,06)	0,06	-2,04	2,63
CPI-16	(1,00)	-1,00	(-0,04)	0,04	0,04	(-0,04)	1,67	3,23
Obligationsrenter alene								
CPI-21	0,38	0,34	-	-	0,42	-0,51	-3,47	1,87
CPI-22	0,40	0,30	-	-	(0,41)	(-0,41)	-3,41	1,86
CPI-23	(0,93)	(-0,93)	-	-	0,29	0,20	-2,46	2,44
CPI-24	(0,92)	(-0,92)	-	-	(0,32)	(-0,32)	-2,46	2,50
CPI-26	(1,00)	-1,00	-	-	(0,55)	(-0,55)	-2,71	2,83
Pengemarkedrenter alene								
CPI-31	0,40	0,29	0,31	-0,16	-	-	-3,38	1,88
CPI-32	0,38	0,32	(0,29)	(-0,29)	-	-	-3,32	1,90
CPI-33	(0,91)	(-0,91)	0,24	0,00	-	-	-2,50	2,48
CPI-34	(0,91)	(-0,91)	(0,22)	(-0,22)	-	-	-2,44	2,53
CPI-36	(1,00)	-1,00	(0,34)	(-0,34)	-	-	-2,44	3,00
Uden renter								
CPI-41	0,42	0,22	-	-	-	-	-2,30	2,13
CPI-42	(0,90)	(-0,90)	-	-	-	-	-2,03	2,61
CPI-43	(1,00)	-1,00	-	-	-	-	-1,65	-

Tabel 3.1b. Kointegationssammenhænge, dynamisk 1-trins procedure, forbrugerpriser

	lpcp	lpcpdm	iwmm	iwdm	iwbz	iwbdm	DF
Begge renter							
CPI-11	0,21	0,64	-0,41	0,76	0,87	2,04	-3,37
CPI-12	0,39	0,29	(-0,12)	0,12)	(0,58	-0,58)	-3,02
CPI-13	(0,82	-0,82)	-0,57	0,84	0,83	-1,18	-2,70
CPI-14	(0,83	-0,83)	(-0,60	0,60)	(0,91	-0,91)	-3,03*
CPI-15	(0,81	-0,81)	(-0,72	0,72	0,72	-0,72)	-2,22
CPI-16	(1,00	-1,00)	(-1,84	1,84	1,84	-1,84)	1,28
Obligationsrenten alene							
CPI-21	0,37	0,32	-	-	0,49	-0,51	-3,14
CPI-22	0,38	0,32	-	-	(0,49	-0,49)	-3,13
CPI-23	(0,87	-0,87)	-	-	0,31	0,39	-2,17
CPI-24	(0,85	-0,85)	-	-	(0,41	-0,41)	-2,02
CPI-26	(1,00	-1,00)	-	-	(1,07	-1,07)	-3,10*
Pengemarkedsrenten alene							
CPI-31	0,40	0,21	0,24	0,06	-	-	-2,67
CPI-32	0,37	0,29	(0,15	-0,15)	-	-	-2,45
CPI-33	(0,81	-0,81)	0,03	0,51	-	-	-1,81
CPI-34	(0,79	-0,79)	(-0,16	0,16)	-	-	-1,79
CPI-36	(1,00	-1,00)	(1,27	-1,27)	-	-	-1,87

* Der optræder et signifikant konstantnd i DF-relationen.

Tabel 3.2a Kointegrationsammenhænge, statisk estimation, engrospriser

	lwpi	lwpidm	iwmm	iwdm	iwbz	iwbdm	DF	SE%
					Begge renter			
WPI-11	0,99	1,01	-0,09	0,69	0,23	-2,38	-2,91	2,42
WPI-12	1,30	-1,62	(0,27)	-0,27	(-0,12)	0,12	-2,69	2,83
WPI-13	(0,97)	-0,97	-0,09	0,70	0,23	-2,40	-2,90	2,39
WPI-14	(1,03)	-1,03	(0,30)	-0,30	(-0,13)	0,13	-2,43	2,86
WPI-15	(1,02)	-1,02	(0,28)	-0,28	-0,28	0,28	-2,32	2,81
WPI-16	(1,00)	-1,00	(0,30)	-0,30	-0,30	0,30	-2,28	2,87
					Obligationsrenter alene			
WPI-21	1,08	-1,16	-	-	0,26	-1,44	-2,82	2,48
WPI-22	1,35	-1,73	-	-	(0,11)	-0,11	-2,47	2,89
WPI-23	(1,02)	-1,02	-	-	0,26	-1,48	-2,76	2,46
WPI-24	(1,03)	-1,03	-	-	(0,14)	-0,14	-2,12	2,54
WPI-26	(1,00)	-1,00	-	-	(0,06)	-0,06	-1,97	2,96
					Pengemarkedsrenter alene			
WPI-31	1,27	-1,53	0,18	-0,46	-	-	-2,63	2,76
WPI-32	1,31	-1,63	(0,21)	-0,21	-	-	-2,63	2,82
WPI-33	(1,04)	-1,04	0,21	-0,52	-	-	-2,40	2,78
WPI-34	(1,04)	-1,04	(0,24)	-0,24	-	-	-2,36	2,85
WPI-36	(1,00)	-1,00	(0,19)	-0,19	-	-	-2,12	2,89
					Uden renter			
WPI-41	1,36	-1,75	-	-	-	-	-2,43	2,88
WPI-42	(1,02)	-1,02	-	-	-	-	-2,06	2,94
WPI-43	(1,00)	-1,00	-	-	-	-	-1,98	-

Tabel 3.2b Kointegrationsammenhænge, dynamisk 1-trins procedure, engrospriser

	lwpi	lwpidm	iwmm	iwdm	iwbz	iwbdm	DF
	Begge renter						
WPI-11	0,26	1,33	-1,51	3,70	1,82	-7,71	-1,40
WPI-12	0,91	-1,14	(-1,92)	1,92)	(2,87	-2,87)	-1,07
WPI-13	(0,68	-0,68)	-1,37	3,42	1,66	-6,16	-1,25
WPI-14	(0,70	-0,70)	(-1,95	1,95)	(2,93	-2,93)	-1,01
WPI-15	(0,59	-0,59)	(-2,39	2,39	2,39	-2,39)	-2,29
WPI-16	(1,00	-1,00)	(-1,37	1,37	1,37	-1,37)	-1,02
	Obligationsrenter alene						
WPI-21	0,06	0,80	-	-	0,95	1,36	-0,38
WPI-22	0,19	0,50	-	-	(0,97	-0,97)	-0,34
WPI-23	(0,80	-0,80)	-	-	0,90	-0,51	-0,51
WPI-24	(0,82	-0,82)	-	-	(0,86	-0,86)	-0,56
WPI-26	(1,00	-1,00)	-	-	(1,16	-1,16)	-1,43
	Pengemarkedrenter alene						
WPI-31	1,00	-1,62	0,03	2,41	-	-	-0,71
WPI-32	-0,17	1,17	(-0,11	0,11)	-	-	-1,16
WPI-33	(0,46	-0,46)	0,07	2,38	-	-	-0,61
WPI-34	(0,72	-0,72)	(-0,16	0,16)	-	-	-1,11
WPI-36	(1,00	-1,00)	(0,33	-0,33)	-	-	-2,36

Tabel 3.3a Kointegrationsammenhænge, statistisk estimation, timeløn

	llna	llnadm	iwmm	iwdm	iwbz	iwbdm	DF	SE%
Begge renter								
LNA-11	0,98	-0,80	0,40	-0,68	-0,01	0,99	-4,05	2,22
LNA-12	1,10	-1,04	(0,24)	(-0,24)	(0,08)	(-0,08)	-4,26	2,23
LNA-13	(1,19)	(-1,19)	0,39	-0,43	0,08	0,55	-4,60	2,24
LNA-14	(1,18)	(-1,18)	(0,25)	(-0,25)	(0,07)	(-0,07)	-4,52	2,25
LNA-15	(1,15)	(-1,15)	(0,22)	(-0,22)	(-0,22)	0,22	-3,62	2,37
LNA-16	(1,00)	(-1,00)	(0,31)	(-0,31)	(-0,31)	0,31	-2,19	3,28
Obligationsrenter alene								
LNA-21	1,06	0,98	-	-	0,31	0,29	-4,00	2,34
LNA-22	1,07	-0,98	-	-	(0,31)	(-0,31)	-4,02	2,32
LNA-23	(1,18)	(-1,18)	-	-	0,29	-0,34	-4,35	2,33
LNA-24	(1,18)	(-1,18)	-	-	(0,30)	(-0,30)	-4,33	2,31
LNA-26	(1,00)	(-1,00)	-	-	(-0,11)	0,11	-2,06	3,35
Pengemarkedsrenter alene								
LNA-31	1,09	-1,02	0,31	-0,15	-	-	-4,20	2,24
LNA-32	1,11	-1,06	(0,29)	(-0,29)	-	-	-4,24	2,24
LNA-33	(1,17)	(-1,17)	0,30	-0,16	-	-	-4,50	2,22
LNA-34	(1,18)	(-1,18)	(0,29)	(-0,29)	-	-	-4,46	2,23
LNA-36	(1,00)	(-1,00)	(0,08)	(-0,08)	-	-	-2,08	3,33
Ingen renter								
LNA-41	1,11	-1,07	-	-	-	-	-3,45	2,43
LNA-42	(1,15)	(-1,15)	-	-	-	-	-3,60	2,41
LNA-43	(1,00)	(-1,00)	-	-	-	-	-2,03	-

Tabel 3.3b Kointegrationsammenhæng, dynamisk 1-trins procedure, timeløn

	llna	llnadm	iwm	iwdm	iwbz	iwbm	DF
				Begge renter			
LNA-11	-0,52	1,74	-0,10	0,33	0,67	-0,04	-2,06
LNA-12	(0,89)	-0,89)	-0,65	2,06	0,96	-3,60	-2,16
LNA-13	-0,39	1,47	(-0,64	0,67)	(1,32	-1,32)	-2,24
LNA-14	(1,05	-1,05)	(-0,38	0,38)	(0,93	-0,93)	-2,30
LNA-15	(0,93	-0,93)	(-0,71	0,71	0,71	-0,71)	-1,92
LNA-16	(1,00	-1,00)	(-0,57	0,57	0,57	-0,57)	-1,67
				Obligationsrenter alene			
LNA-21	-0,61	1,89	-	-	0,63	0,63	-2,25
LNA-22	(1,07	-1,07)	-	-	0,56	-0,38	-2,40
LNA-23	0,01	0,83	-	-	(0,70	-0,70)	-1,89
LNA-24	(1,07	-1,07)	-	-	(0,58	-0,58)	-2,49
LNA-26	(1,00	-1,00)	-	-	(0,54	-0,54)	-1,74
				Pengemarkedrenter alene			
LNA-31	-0,45	1,54	0,29	0,61	-	-	-1,83
LNA-32	(1,11	-1,11)	0,28	0,37	-	-	-2,17
LNA-33	-0,47	1,58	(0,04	-0,04)	-	-	-1,78
LNA-34	(0,99	-0,99)	(0,09	-0,09)	-	-	-1,94
LNA-36	(1,00	-1,00)	(0,10	-0,10)	-	-	-2,01

Tabel 3.4a Kointegrationsammenhænge, statisk estimation, enhedslønomkostninger

	lulc	lulcdm	iwmm	iwdm	iwbz	iwbdm	DF	SE%
Begge renter								
ULC-11	0,66	0,05	0,26	-0,31	0,46	0,46	-2,85	2,23
ULC-12	0,53	0,29	(0,06)	-0,06)	(0,61	-0,61)	-2,26	2,33
ULC-13	(1,26	-1,26)	0,18	0,74	0,88	-0,64	-2,55	2,67
ULC-14	(1,31	-1,31)	(-0,46	0,46)	(1,82	-1,82)	-2,36	3,25
ULC-15	(1,11	-1,11)	(-0,54	0,54	0,54	-0,54)	-2,54	4,05
ULC-16	(1,00	-1,00)	(-0,43	0,43	0,43	-0,43)	-2,70	4,26
Obligationsrenter alene								
ULC-21	0,70	-0,05	-	-	0,76	-0,15	-2,34	2,24
ULC-22	0,56	0,24	-	-	(0,69	-0,69)	-2,19	2,31
ULC-23	(1,34	-1,34)	-	-	1,25	0,28	-2,48	2,81
ULC-24	(1,31	-1,31)	-	-	(1,40	-1,40)	-2,09	3,42
ULC-26	(1,00	-1,00)	-	-	(0,24	-0,24)	-2,14	4,34
Pengemarkedsrenter alene								
ULC-31	0,56	0,17	0,42	0,10	-	-	-2,83	2,32
ULC-32	0,32	0,66	(0,30	-0,30)	-	-	-2,33	2,42
ULC-33	(1,18	-1,18)	0,59	0,80	-	-	-2,76	2,84
ULC-34	(1,11	-1,11)	(0,15	-0,15)	-	-	-1,70	4,24
ULC-36	(1,00	-1,00)	(-0,07	0,07)	-	-	-2,25	4,39
Ingen renter								
ULC-41	0,32	0,64	-	-	-	-	-1,82	2,25
ULC-42	(1,09	-1,09)	-	-	-	-	-1,82	4,22
ULC-43	(1,00	-1,00)	-	-	-	-	-2,17	-

Tabel 3.4b Kointegrationsammenhænge, dynamisk 1-trins procedure, enhedslønomkostninger

	lulc	lulcdm	iwmm	iwdm	iwbz	iwbdm	DF
	Begge renter						
ULC-11	0,27	0,49	-0,89	1,02	0,62	1,31	-2,93
ULC-12	0,37	0,32	(-0,65)	0,65	(0,54)	(-0,54)	-2,76
ULC-13	(0,62)	(-0,62)	-1,89	3,10	1,18	-3,85	-3,47*
ULC-14	(0,76)	(-0,76)	(-1,73)	1,73	(1,34)	(-1,34)	-3,74*
ULC-15	(0,86)	(-0,86)	(-1,65)	1,65	1,65	(-1,65)	-4,09*
ULC-16	(1,00)	(-1,00)	(-1,56)	1,56	1,56	(-1,56)	-1,86
	Obligationsrenter alene						
ULC-21	0,35	0,45	-	-	0,09	0,37	-2,08
ULC-22	0,18	0,75	-	-	(-0,04)	0,04	-1,94
ULC-23	(0,93)	(-0,93)	-	-	0,16	1,55	-2,62*
ULC-24	(0,48)	(-0,48)	-	-	(-0,70)	0,70	3,15*
ULC-26	(1,00)	(-1,00)	-	-	(0,97)	(-0,97)	1,73
	Pengemarkedsrenter alene						
ULC-31	0,17	0,63	-0,51	0,49	-	-	-2,83
ULC-32	0,19	0,62	(-0,49)	0,49	-	-	-2,80
ULC-33	(0,63)	(-0,63)	-1,11	1,66	-	-	-3,41*
ULC-34	(0,40)	(-0,40)	(-1,83)	1,83	-	-	-3,86*
ULC-36	(1,00)	(-1,00)	()	-	-	

* Der er et stort konstantend i DF-relasjonen

For forbrugerprisernes vedkommende gælder:

- 1) Variablerne kointegrerer uanset valg af restriktion på rentekoefficienterne, blot der ikke pålægges restriktioner på priskoefficienterne.
- 2) I samtlige relationer kommer $lpcp$ ud med det forventede positive fortegn. Det gælder også uanset estimationsmetode. Pålægges der ikke den restriktion, at danske og vesttyske priser skal have modsat fortegn og ens numerisk koefficient kommer $lpcpdm$ ind med positivt fortegn; men typisk langt mindre signifikant end $lpcp$. Dette gælder også uanset estimationsmetode. Pålægges denne restriktion får man generelt problemer med kointegration. Mere præcist er DF-teststørelsen insignifikant overalt, når restriktionen pålægges i den statiske estimationsprocedure. Det samme gælder med en enkelt undtagelse for den dynamiske procedure. Priskoefficienterne er generelt ikke særlig følsomme overfor restriktioner på rentekoefficienterne.
- 3) Renterne kommer typisk ind med "monetaristiske fortegn". I den statiske estimationsprocedure gælder dette helt generelt, når pengemarkeds- og obligationsrenter indgår hver for sig. Indgår renterne samlet, er der en enkelt undtagelse. Pålægges restriktionen, at de to renter skal have numerisk ens koefficient med modsat fortegn, bliver rentekoefficienterne meget små og med modsat fortegn af, hvad man ville forvente. I den dynamiske procedure fås tilsvarende resultat med en enkelt undtagelse, når pengemarkeds- og obligationsrente indgår hver for sig. Når begge rentevARIABLER indgår som rentespænd har pengemarkedsrentespændet "keynesiansk fortegn" og obligationsrentespændet "monetaristisk fortegn", hvilket er i overensstemmelse med ovenstående fortolkning. Rentekoefficienterne er generelt meget følsomme overfor restriktioner på priskoefficienterne.

For engrospriserne gælder:

- 1) DF-teststørelsen er generelt insignifikant.
- 2) Koefficienterne til $lwpi$ er, med en enkelt undtagelse, positive; men koefficienterne til $lwpidm$ skal oftest bindes for at få negativt fortegn. Priskoefficienterne er overordentlig følsomme overfor restriktionerne på rentekoefficienterne. Hvilket er mest udtalt for den dynamiske procedure.
- 3) Når pengemarkeds- og obligationsrenter indgår samtidig i kointegrationsrelationen, får pengemarkedsrenterne "keynesiansk fortegn" mens obligationsrenterne får "monetaristisk fortegn". Det gælder dog kun generelt, når den dynamiske procedure anvendes. Anvendes den statiske procedure er billedet mere uklart. Når renterne indgår hver for

sig, får de generelt "monetaristisk fortegn" med et par undtagelser for den dynamiske procedure. Generelt, men specielt for den dynamiske procedure, gælder, at rentekoefficienterne er meget afhængige af restriktioner på priskoefficienterne.

For timelønsindekset gælder:

- 1) I den statiske procedure kointegrerer variablerne uanset valg af restriktion, bortset fra når priskoefficienterne bindes til 1 og -1. Det er specielt interessant her, at variablerne i modsætning til tilfældet med forbruger- og engrospriser kointegrerer uden hjælp fra renterne. Med den dynamiske procedure opnås ikke signifikante DF-teststørrelser.
- 2) lna og $lnadm$ kommer i den statiske procedure ind med de forventede fortegn og koefficienter meget tæt på hhv. 1 og -1. Koefficienterne er meget robuste overfor samtlige restriktioner. For den dynamiske procedure gælder det stik modsatte.
- 3) I den statiske procedure kommer renterne, hvis de ikke bindes til andet, ind med "monetaristiske fortegn". I den dynamiske procedure er billedet mindre klart.
- 4) SE er helt upåvirket af alle restriktioner, bortset fra når lønkoefficienterne bindes til 1 og -1.

For enhedslønomkostningerne gælder:

- 1) Variablerne kointegrerer ikke. I de tilfælde, hvor DF-teststørrelserne er signifikante er der et signifikant konstantled i DF-relationen.
- 2) Koefficienterne til $lulc$ har overalt det forventede fortegn, mens $lulcdm$ typisk kommer ind med positivt fortegn i fri estimation.
- 3) Begge rentesatser kommer ind med "monetaristisk fortegn" når de indgår hver for sig. Indgår renterne samlet fås de forventede fortegn.
- 4) Samtlige koefficienter er meget lidt robuste, og SE øges betydeligt, når restriktionerne pålægges.

4. Den samlede model.

På baggrund af de statiske estimationer af kointegrationssammenhængene er det valgt at tage udgangspunkt i en specifikation, hvor den procentvise kvartalsvise ændring i DEM-kursen omregnet til årsrate $dlew dmi$ forklares af:

- forskelle i inflationsrater mellem Danmark og Vesttyskland målt på enten forbrugerpriser: $ddl_p = dlpcp-dlpcpdm$, på engrospriser: $ddwpi = dlwpi-dlwpidm$, på timelønsindekset: $ddlna = dllna-dllnadm$, eller på enhedslønomkostninger: $ddulc = dlulc-dlulcdm$.
- ændring i rentespænd målt på pengemarkedsrenter: $siwmm = diwmm-diwdm$
- ændring i rentespænd målt på gennemsnitlig obligationsrenter: $siwbz = diwbz-diwbdm$
- kvartalsvis ændring i betalingsbalancens løbende poster i procent af BNP: $denly$
- fejlkorrektionsled: ec , fra de enkelte kointegrationsestimater.
- sæsondummier, da der er sæson i $denly$ men ikke i de øvrige variabler.

Som nævnt ovenfor er valutakurs og pris/løn-niveauer beregnet som indeks med gennemsnit 1985 sat til 1. 1985 er ikke nødvendigvis det år, hvor der hersker absolut købekraftparitet. Fastlæggelse af et sådant år er naturligvis uhyre problematisk; men i ovenstående specifikation vil et fejlagtigt valgt år blot vise sig som en niveaumålefejl i fejlkorrektionsleddet og dermed slå ud i konstantleddet.

Modellen er altså⁶:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^h \rho_i dlewdm_{i,t} &= \sum_{i=1}^k \alpha_i [dlp_{-i,t} - dlpcdm_{-i,t}] \\ &\pm \sum_{i=1}^l \beta_i [diwmm_{-i,t} - diwdm_{-i,t}] \\ &\pm \sum_{i=1}^m \gamma_i [diwbz_{-i,t} - diwbdm_{-i,t}] \\ &\pm \sum_{i=1}^n \tau_i denly_{-i,t} - \pi ec_{-1,t} \\ &\pm a_1 cd1 \pm a_2 cd2 \pm a_3 cd3 \end{aligned}$$

Bemærk at alle forklarende variabler indgår med lag på mindst én periode. Modellen kan fortolkes som ligningen for den procentvise valutakursændring i den reducerede form for en generel vektor-autoregressiv proces for samtlige

⁶Den opskrevne form er den parametricering, der hos Hylleberg og Mizon(1989) betegnes "error correction representation". Den afviger fra, hvad Johansen og Juselius betegner sådan.

endogene forklarende variabler. Hvis Z_t er vektoren af endogene variabler, kan modellen på strukturform skrives som:

$$A_0 Z_t = \sum_{i=1}^n A_i Z_{t-i} + \epsilon_t$$

Den reducerede form er - forudsat A_0 er regulær:

$$Z_t = \sum_{i=1}^n A_0^{-1} A_i Z_{t-i} + A_0^{-1} \epsilon_t$$

Fortolkningen af koefficienter er typisk mere kompliceret, når der estimeres på reduceret form; men det er valgt at estimere denne af hensyn til modelbrugen⁷. Estimation af den strukturelle relation ville implicere, at man i løsningen af ADAM var nødt til iterere over samtlige simulationsperioder samtidigt og fastlægge terminalbetingelser for valutakursen apriori.

Overstående specifikation er estimeret for de viste kointegrationsrelationer. Da hverken engrospriser eller enhedslønomkostninger kointegrerer med valutakurs og evt. renteniveauer er det valgt ikke at diskutere estimationsresultaterne for disse nærmere her.

Tabel 4.1 a+b og 4.2 a+b viser estimationsforsøgene med henholdsvis forbrugerpriser og timeløn⁸. Det har generelt vist sig, at der i den dynamiske specifikation ikke er behov for at variablerne indgår med mere end et kvartals lag, bortset fra forskelle i inflationsrater hvor det ofte er variabelen lagget to kvartaler, der er mest signifikant. Det har generelt været nødvendigt at binde koefficienterne ved alene at lade rentespænd og inflationsforskel indgå. Variabelnavnene i tabelhovederne er angivet uden lagangivelse. Der er overalt tale om variabler lagget et kvartal, bortset fra pris/løn - variabelen, hvor det er summen af variabelen lagget et og to kvartaler.

⁷Man slipper også af med simultanitetsbias på denne måde

⁸I appendix er vist tilsvarende tabeller for engrospriser og enhedslønomkostninger.

Tabel 4.1a Estimationsresultater, Engle-Granger 2-trins procedure, forbrugerpriser

	dledemi	diwmm	dsiwtz	ddlp	denly	EC-led	SE%
Begge renter i CI-relationen							
CPI-11	0,59	-0,10	-0,91	0,27	0,74	-1,25	0,99
CPI-12	0,58	-0,06	-1,04	0,27	0,76	-1,26	0,98
CPI-13	0,54	-0,06	-0,74	0,29	0,84	-0,71	1,05
CPI-14	0,50	0,06	-1,00	0,29	0,91	-0,60	1,05
CPI-15	0,53	0,09	-1,01	0,31	0,84	-0,54	1,06
CPI-16	0,50	0,05	-0,70	0,34	0,95	-0,24	1,10
Obligationsrenter alene i CI-relationen							
CPI-21	0,57	0,04	-1,21	0,28	0,71	-1,27	0,97
CPI-22	0,57	0,04	-1,21	0,28	0,70	-1,27	0,97
CPI-23	0,51	0,10	-1,06	0,29	0,84	-0,69	1,03
CPI-24	0,51	0,10	-1,06	0,29	0,89	-0,62	1,04
CPI-26	0,49	0,05	-0,77	0,32	1,01	-0,40	1,08
Pengemarkedsrenter alene i CI-relationen							
CPI-31	0,58	-0,14	-0,86	0,27	0,79	-1,17	0,99
CPI-32	0,59	-0,11	-0,88	0,29	0,79	-1,07	1,01
CPI-33	0,51	0,02	-0,92	0,29	0,92	-0,62	1,05
CPI-34	0,52	0,03	-0,92	0,30	0,92	-0,54	1,06
CPI-36	0,49	0,00	-0,63	0,33	1,01	-0,25	1,10
Ingen renter i CI-relationen							
CPI-41	0,59	0,08	-1,13	0,32	0,62	-0,91	1,01
CPI-42	0,53	0,11	-1,01	0,31	0,83	-0,55	1,05
CPI-43	0,49	0,05	-0,69	0,33	0,96	-0,23	

Tabel 4.1b Estimationsresultater, 1-trins procedure, forbrugerpriser

	dledemi	dsiwmm	dsiwbz	ddlp	denly	EC-led	SE%
Begge renter i CI-relationen							
CPI-11	0,48	0,31	-1,73	0,25	0,64	-1,06	1,01
CPI-12	0,51	0,14	-1,44	0,25	0,63	-1,17	0,99
CPI-13	0,44	0,30	-1,52	0,26	0,50	-0,55	1,06
CPI-14	0,44	0,31	-1,52	0,27	0,69	-0,56	1,04
CPI-15	0,46	0,34	-1,56	0,28	0,61	-0,52	1,03
CPI-16	0,47	0,27	-1,07	0,34	0,89	-0,23	1,09
Obligationsrenter alene i CI-relationen							
CPI-21	0,52	0,06	-1,33	0,24	0,68	-1,22	1,00
CPI-22	0,52	0,06	-1,33	0,24	0,68	-1,22	0,98
CPI-23	0,47	0,13	-1,23	0,25	0,74	-0,66	1,04
CPI-24	0,46	0,13	-1,24	0,25	0,82	-0,59	1,05
CPI-26	0,44	0,04	-0,79	0,29	1,07	-0,39	1,09
Pengemarkedsrenter alene i CI-relationen							
CPI-31	0,53	-0,04	-1,11	0,25	0,67	-1,08	1,02
CPI-32	0,56	0,02	-1,19	0,27	0,62	-0,98	1,03
CPI-33	0,46	0,13	-1,24	0,26	0,72	-0,59	1,05
CPI-34	0,49	0,19	-1,31	0,28	0,67	-0,51	1,05
CPI-36	0,49	0,03	-0,67	0,33	0,98	-0,24	1,11

Af tabel 4.1a og b fremgår det at:

- estimationerne fra de to forskellige procedurer ligner hinanden en hel del
- koefficienten til $dlewdm(-1)$ er ret robust overfor ændringer i CI-relationerne
- koefficienten til $ddlp(-1)+(-2)$ og $denly(-1)$ er også overraskende robuste
- pengemarkedsrentespændet kommer overalt ind med små koefficienter, der er insignifikante både statistisk og afgjort også økonomisk
- obligationsrentespændet kommer overalt ind med stor negativ koefficient, der dog ikke er statistisk signifikant. Koefficienterne er ret robuste, men falder en del, når priskoefficienten bindes til 1 og -1 i CI-relationen
- både koefficienterne til $denly(-1)$ og EC-leddet påvirkes en del af restriktionerne på priskoefficienterne i CI-relationen. Koefficienten til EC-leddet er utroværdig stor, når der ikke pålægges restriktioner på priskoefficienterne, og den reduceres drastisk, når prisrestriktionerne pålægges. (Statistisk set skyldes det, at EC-leddet ikke længere er stationært mens alle øvrige forklarende variabler i estimationen er det)

Et første kig på teststørrelser som SE og LM-test for autokorrelation giver ikke anledning til at fortrække nogen relation specielt. Der er derfor lagt vægt på fortolkelige kointegrationssammenhænge, hvilket betyder, at der i det følgende vil blive set nærmere på relationerne CPI-14, CPI-24 og CPI-42. Sidstnævnte er medtaget alene af brugerhensyn, idet det kan tænkes at renter i CI-relationen med "monetaristisk fortegn" vil give fortolkningsvanskeligheder. For at begrænse analysen og lette sammenligningen med lønestimationerne er det valgt ikke at kigge nærmere på 1-trins proceduren.

Nærmere analyse giver ikke yderligere grunde til at diskriminere mellem de 3 relationer. Ingen har problemer med autokorrelation (op til 4. orden) og forklaringsgraden er næsten identisk. Kortsigtsegenskaberne er også stort set ens.

$dlewdm(-1)$, $ddlp(-2)$, $denly(-1)$ og fejlkorrektionsleddet kommer signifikant ind. Begge rentespænd er insignifikante; men $dsiwbz(-1)$ har en koefficient, der er ret stor økonomisk set.

For både CPI-14 Og CPI-24 er der et negativt konstantled i CI-relationen, der ikke helt opvejes af konstantleddet i den dynamiske relation, så konstantleddet i den samlede relation bliver ca. -1 pct. på årsniveau. I CPI-42 er konstantleddet ca. 1/3 pct.

CPI_14 dlewdmi

$$= 0.50726 * dlewdmi[-1] + 0.06696 * dsiwmm[-1]$$

(4.18400) (0.26462)

$$- 1.00205 * dsiwbz[-1] + 0.29055 * ddlp[-2]$$

(1.23285) (2.36551)

$$+ 0.91504 * denly[-1] - 0.03135 * cd1 - 0.02169 * cd2$$

(2.13046) (1.71969) (1.36116)

$$- 0.00096 * cd3 - 0.60137 * ec14[-1] + 0.00506$$

(0.06082) (2.48761) (0.58635)

Sum Sq 0.0826 Std Err 0.0419 LHS Mean 0.0363
 R Sq 0.4192 R Bar Sq 0.3080 F 9, 47 3.7691
 LM(1) = 0.1373 LM(4) = 3.4913

CPI_24 dlewdmi

$$= 0.50696 * dlewdmi[-1] + 0.09845 * dsiwmm[-1]$$

(4.21051) (0.38972)

$$- 1.06301 * dsiwbz[-1] + 0.29143 * ddlp[-2] +$$

(1.30870) (2.38657)

$$+ 0.89324 * denly[-1] - 0.03082 * cd1 - 0.02147 * cd2$$

(2.08811) (1.69828) (1.35394)

$$0.00084 * cd3 - 0.62124 * ec24[-1] + 0.00500$$

(0.05394) (0.58298) (2.59419)

N = 1975:4 - 1989:4

Sum Sq 0.0817 Std Err 0.0417 LHS Mean 0.0363
 R Sq 0.4250 R Bar Sq 0.3150 F 9, 47 3.8607
 LM(1) = 0.1707 LM(4) = 3.5553

CPI_42 dlewdmi

$$= 0.52847 * dlewdmi[-1] + 0.10617 * dsiwmm[-1]$$

(4.25358) (0.41545)

$$- 1.04814 * dsiwbz[-1] + 0.31059 * ddlp[-2]$$

(1.27604) (2.53132)

$$+ 0.82598 * denly[-1] - 0.02969 * cd1 - 0.02168 * cd2$$

(1.89920) (1.61715) (1.35445)

$$- 0.00050 * cd3 - 0.55428 * ec42[-1] + 0.00386$$

(0.03161) (2.39197) (0.44298)

N = 1975:4 - 1989:4

Sum Sq 0.0833 Std Err 0.0421 LHS Mean 0.0363

R Sq 0.4141 R Bar Sq 0.3019 F 9, 47 3.6902

LM (1) = 0.2020 LM (4) = 3.5548

Forudsigelses- og stabilitetsegenskaber for relationerne er ret ens; men vises nedenfor alene for CPI-24.

Af tabel 4.2a og b fremgår det:

- på trods af de forholdsvis store forskelle i CI-relationerne og disses stationaritetsegenskaber er korrigeretsegenskaberne overraskende ens.
- koefficienten til $dlwdmi(-1)$ er forholdsvis robust overfor ændringer i CI-relationen
- pengemarkedsrentespændet kommer ind med klart insignifikante koefficienter
- obligationsrentespændet har generelt stor negativ koefficient, som dog heller ikke er signifikant. Estimeret ved 1-trins proceduren er koefficienten ret stabil, men den flytter sig en del i 2-trins proceduren, når priskoefficienterne pålægges restriktionerne (1,-1)
- koefficienterne til $ddlna(-1)$ og $ddlna(-2)$ er overalt små og insignifikante
- koefficienterne til $ddnly(-1)$ og EC-leddet er betydeligt mere robuste end tilfældet er for forbrugerpriserne, EC-leddene har også her betydeligt mere plausible koefficientstørrelser.

Tabel 4.2a Estimationsresultater, Engle-Granger 2-steps procedure, timeløn

	dledemi	dsiwmm	dsiwbz	ddlina	denly	EC-led	SE%
Begge renter i CI-relationen							
LNA-11	0,47	-0,03	-0,46	0,10	0,48	-0,65	1,13
LNA-12	0,46	0,02	-0,57	0,09	0,50	-0,61	1,13
LNA-13	0,46	-0,02	-0,45	0,07	0,48	-0,58	1,14
LNA-14	0,46	0,03	-0,54	0,08	0,49	-0,58	1,14
LNA-15	0,47	0,08	-0,60	0,10	0,43	-0,43	1,15
LNA-16	0,47	0,11	-0,91	0,02	0,42	-0,46	1,12
Obligationsrenter alene i CI-relationen							
LNA-21	0,46	0,11	-0,73	0,07	0,43	-0,65	1,12
LNA-22	0,46	0,11	-0,71	0,07	0,44	-0,65	1,12
LNA-23	0,46	0,10	-0,67	0,06	0,43	0,61	1,13
LNA-24	0,46	0,11	-0,67	0,06	0,43	-0,62	1,13
LNA-26	0,48	0,19	-1,07	0,01	0,34	-0,48	1,11
Pengemarkedsrenter alene i CI-relationen							
LNA-31	0,46	0,00	-0,53	0,08	0,50	-0,65	1,13
LNA-32	0,46	0,02	-0,55	0,09	0,50	-0,57	1,14
LNA-33	0,46	0,00	-0,51	0,07	0,49	-0,62	1,13
LNA-34	0,46	0,02	-0,54	0,08	0,49	-0,55	1,14
LNA-36	0,46	0,17	-1,06	-0,01	0,39	-0,51	1,10
Ingen renter i CI-relationen							
LNA-41	0,47	0,14	-0,71	0,09	0,39	-0,50	1,14
LNA-42	0,47	0,13	-0,69	0,09	0,39	-0,48	1,14
LNA-43	0,46	0,19	-1,09	0,00	0,36	-0,51	1,10

Tabel 4.2b Estimationsresultater, 1-trins procedure, timeløn

	dledemi	dsiwmm	dsiwbz	ddlna	denly	EC-led	SE%
Begge renter i CI-relationen							
LNA-11	0,40	0,26	-1,28	0,19	0,56	-0,46	1,12
LNA-12	0,37	0,35	-1,42	-0,02	0,50	-0,47	1,12
LNA-13	0,39	0,37	-1,46	0,14	0,53	-0,44	1,10
LNA-14	0,40	0,27	-1,22	-0,05	0,42	-0,55	1,11
LNA-15	0,44	0,36	-1,36	-0,02	0,30	-0,41	1,11
LNA-16	0,45	0,34	-1,32	-0,03	0,28	-0,49	1,10
Obligationsrenter alene i CI-relationen							
LNA-21	0,41	0,23	-1,23	0,20	0,56	-0,47	1,09
LNA-22	0,42	0,14	-1,02	-0,05	0,48	-0,61	1,12
LNA-23	0,41	0,20	-1,19	0,14	0,61	-0,53	1,09
LNA-24	0,41	0,14	-1,02	-0,05	0,50	-0,61	1,11
LNA-26	0,41	0,17	-1,09	-0,04	0,50	-0,49	1,10
Pengemarkedsrenter alene i CI-relationen							
LNA-31	0,41	0,17	-1,16	0,18	0,58	-0,46	1,10
LNA-32	0,42	0,09	-0,94	-0,03	0,46	-0,57	1,12
LNA-33	0,45	0,24	-1,26	0,17	0,49	-0,38	1,11
LNA-34	0,46	0,17	-1,06	-0,01	0,42	-0,50	1,12
LNA-36	0,46	0,16	-1,05	-0,01	0,40	-0,51	1,11

Uanset kriterier er det på *statistisk* baggrund lige så vanskeligt at vælge relationer ud her. Det er dog lettere at vælge mellem de to estimationsprocedurer, da CI-relationerne er noget pænere for 2-trins proceduren - det er faktisk muligt at få pæne og fortilkelige resultater uden parameterrestriktioner. Resultaterne for estimationsligningerne CI-21, CI-24 og CI-41 er vist nedefor.

LNA_21 dlewdmi					
=	0.45743	*dlewdmi[-1]	+	0.11164	*dsiwmm[-1]
	(3.58036)			(0.42572)	
-	0.71093	*dsiwbz[-1]	+	0.08089	*ddlina[-1]
	(0.85157)			(0.57646)	- 0.01025*ddlina[-2]
					(0.08019)
+	0.43364	*denly[-1]	-	0.03594	*cd1
	(0.93431)			(1.49172)	- 0.02549*cd2
					(1.39497)
-	0.01807	*cd3	-	0.65501	*ec21[-1]
	(0.96619)			(2.13777)	+ 0.01663
					(1.85861)
N = 1975:1 1989:4					
Sum Sq	0.0943	Std Err	0.0448	LHS Mean	0.0354
R Sq	0.3469	R Bar Sq	0.2079	F 10, 47	2.4963
LM(1)	= 0.2634	LM(4)	= 4.4330		

Der er ingen statistiske begrundelser for at foretrække den ene relation frem for den anden. Kortsigtsegenskaberne er også her ret ens. Bemærk, at alene *dlewdmi(-1)* kommer signifikant ind, mens fejlkorrigeringsleddet er tæt ved og af klar økonomisk betydning. *dsiwbz(-1)* og *denly(-1)* er også af klar økonomisk betydning, men lige så klart insignifikante. I LNA-21 og LNA-41 er der store konstantled mens det i LNA-24 stort set er 0. Forudsigelses- og stabilitetsegenskaber vises alene for LNA-24.

LNA_24 dlewdemi

$$\begin{aligned}
 &= 0.45650 \cdot \text{dlewdmi}[-1] + 0.10510 \cdot \text{dsiwmm}[-1] \\
 &\quad (3.54235) \qquad (0.39775) \\
 &- 0.67391 \cdot \text{dsiwbz}[-1] + 0.07450 \cdot \text{ddlna}[-1] - 0.01713 \cdot \text{ddlna}[-2] \\
 &\quad (0.80253) \qquad (0.52144) \qquad (0.13240) \\
 &+ 0.42849 \cdot \text{denly}[-1] - 0.03682 \cdot \text{cd1} - 0.02634 \cdot \text{cd2} \\
 &\quad (0.91453) \qquad (1.51697) \qquad (1.43033) \\
 &- 0.01865 \cdot \text{cd3} - 0.61952 \cdot \text{ec24}[-1] + 0.01709 \\
 &\quad (0.98851) \qquad (1.96315) \qquad (1.89016)
 \end{aligned}$$

N = 1975:4 1989:4

Sum Sq 0.0957 Std Err 0.0451 LHS Mean 0.0354
 R Sq 0.3377 R Bar Sq 0.1968 F 10, 47 2.3964
 LM(1) = 0.2501 LM(4) = 4.5488

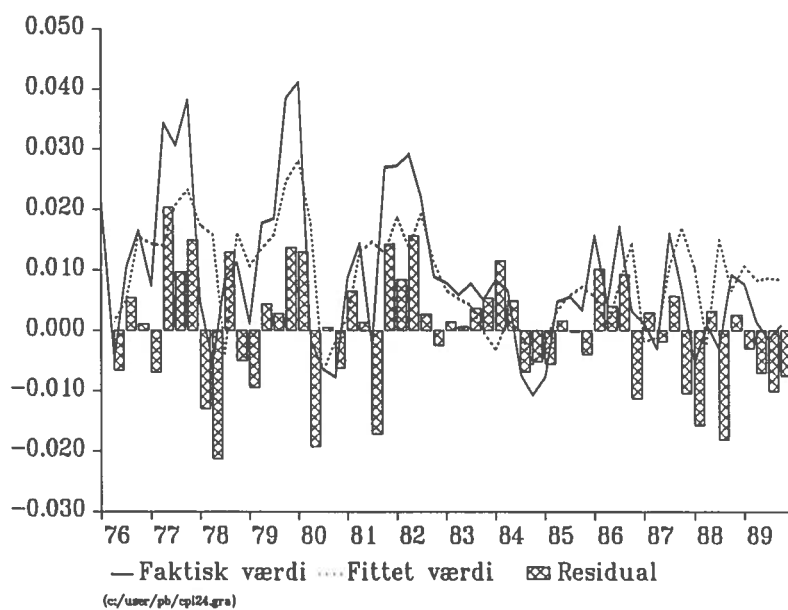
LNA_41 dlewdmi

$$\begin{aligned}
 &= 0.47497 \cdot \text{dlewdmi}[-1] + 0.13523 \cdot \text{dsiwmm}[-1] \\
 &\quad (3.56262) \qquad (0.50736) \\
 &- 0.71328 \cdot \text{dsiwbz}[-1] + 0.09936 \cdot \text{ddlna}[-1] - 0.00701 \cdot \text{ddlna}[-2] \\
 &\quad (0.83866) \qquad (0.69942) \qquad (0.05385) \\
 &+ 0.38859 \cdot \text{denly}[-1] - 0.03526 \cdot \text{cd1} - 0.02555 \cdot \text{cd2} \\
 &\quad (0.81028) \qquad (1.43928) \qquad (1.37465) \\
 &- 0.01775 \cdot \text{cd3} - 0.49519 \cdot \text{ec41}[-1] + 0.01561 \\
 &\quad (0.93255) \qquad (1.69755) \qquad (1.72004)
 \end{aligned}$$

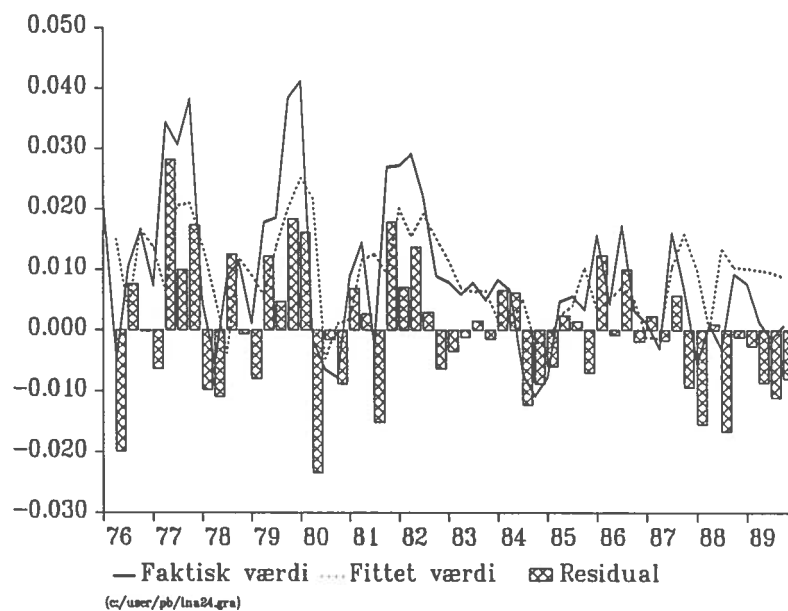
N = 1975:4 - 1989:4

Sum Sq 0.0975 Std Err 0.0456 LHS Mean 0.0354
 R Sq 0.3248 R Bar Sq 0.1811 F 10, 47 2.2607
 LM(1) = 0.1951 LM(4) = 4.1511

Figur 4.1 Ex-ante forudsigelsesegenskaber, model CPI-24



Figur 4.2 Ex-ante forudsigelsesegenskaber, model LNA-24



Betragtes ex-ante forudsigelserne i figur 4.1 og 4.2, er der ikke meget forskel på de to modeller. Der er ingen systematik i residualerne, og modellerne fanger faktisk de store udsving i den historiske periode meget pænt; men med en kedelig tendens til at overvurdere devalueringen af DKK det sidste år. Det har på denne baggrund været forsøgt at inkludere amerikanske renter, der skulle fange effekten af den del af den danske kapitalimport, der skyldes indsnævringen af rentespændet mellem Vesttyskland og USA. Amerikanske renter har generelt haft små insignifikante koefficienter, ofte med forkert fortegn.

Det kan endelig tilføjes, at det har været forsøgt at estimere modellen som specificeret i Frankel(1979); men den har langt lavere forklaringsgrad end ovenstående modeller.

Figureerne 4.3 og 4.4 viser parameterstabiliteten i de to modeller ved en udvidelse af estimationsperioden "mod højre". Stabiliteten er overraskende god, når man tænker på, hvilken periode der er tale om. Begge modeller har den egenskab, at koefficienterne til fejlkorrektionsleddet og *denly(-1)* ikke er helt stabile. Problemet er størst for LNA-24.

Der skal ikke her gøres noget endeligt valg. Modellerne CPI-24 og LNA-24 var ikke udvalgt på statistiske kriterier. De viser egenskaber, herunder stabilitetsegenskaber, som er ret ens for samtlige estimationer med hhv. forbrugerpriser og timeløn, og de har fortolkelige langsigtede egenskaber.

Tilbage står omskrivning til årsmodel, som ikke er mulig at foretage fuldstændig korrekt, hvis princippet om ikke at have fremtidige endogene variabler i relationerne skal opretholdes. Det kræver at laggede variabler indgår med mindst 1 års lag, hvilket er problematisk for renternes vedkommende og måske også for prisernes.

Det er forsøgt at estimere modeller frit på årsdata; men med dårlige resultater i form af urealistiske parameterverdier. Der tilbagestår forsøg med forskellige parameterbindinger og mulighederne for en direkte omskrivning er heller ikke udtømte.

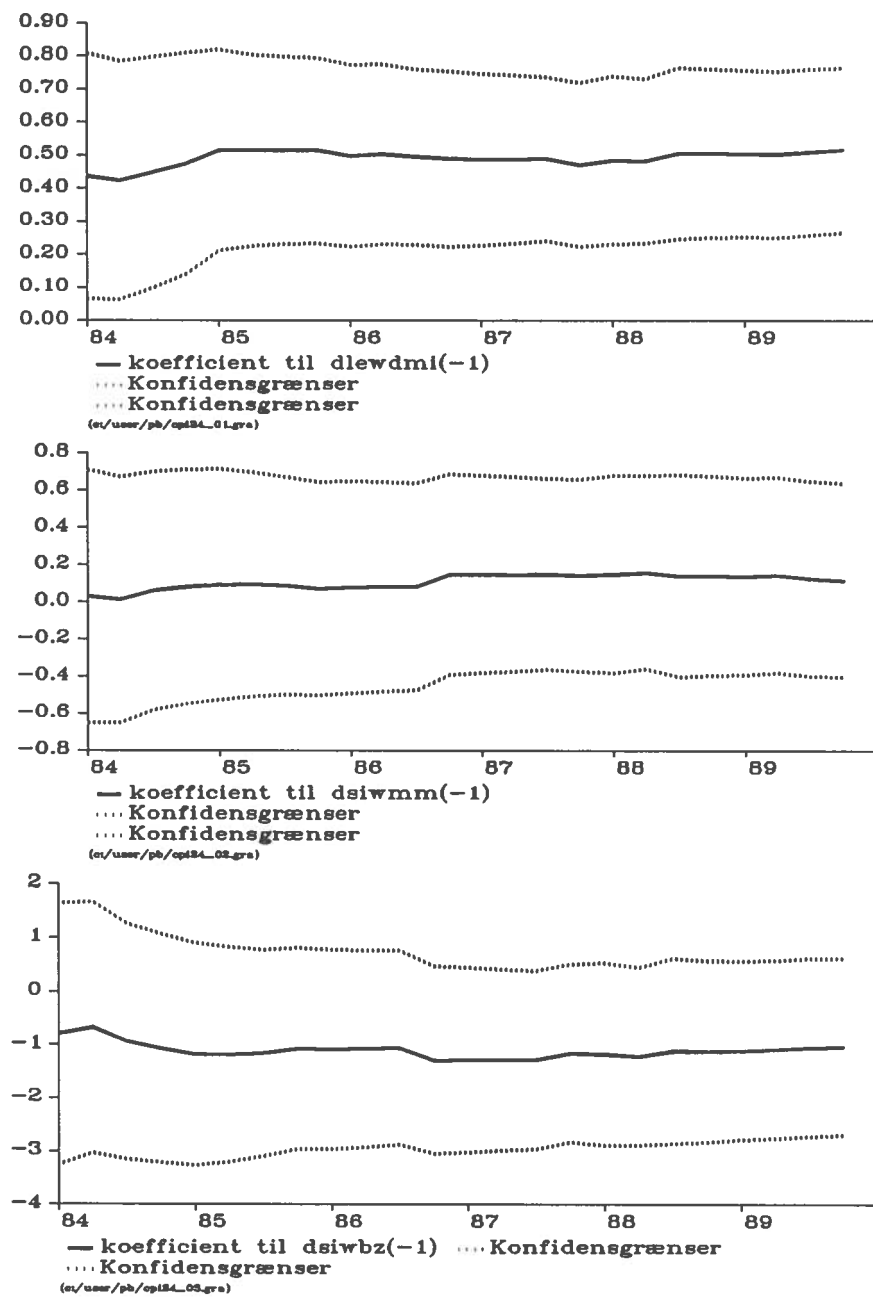
At der ikke i dette papir har været nævnt ordet "valutakursregime" skyldes, at det var ventet, at en model af ovenstående type ville være en robust beskrivelse af DKK/DEM-valutakursen på kvartalsbasis i den betragtede periode. Modellen ville næppe være særlig god, hvis der var tale om f.eks. måneds- eller dagsobservationer, hvor direkte intervention spiller en større rolle. For kvartalsdata er dette problem mindre, og da det specielt er den mere langsigtede udvikling, der interesserer, er problemet næppe afgørende.

Det er forudsætningen i den valgte specifikation, at den mere langsigtede udvikling i valutakursen styres, i det omfang det er nødvendigt, vha. renten. Parameterstabiliteten antyder, at det ikke er nogen dårlig beskrivelse valutakursdannelsen, og modellerne fanger jo også ganske pænt den mere

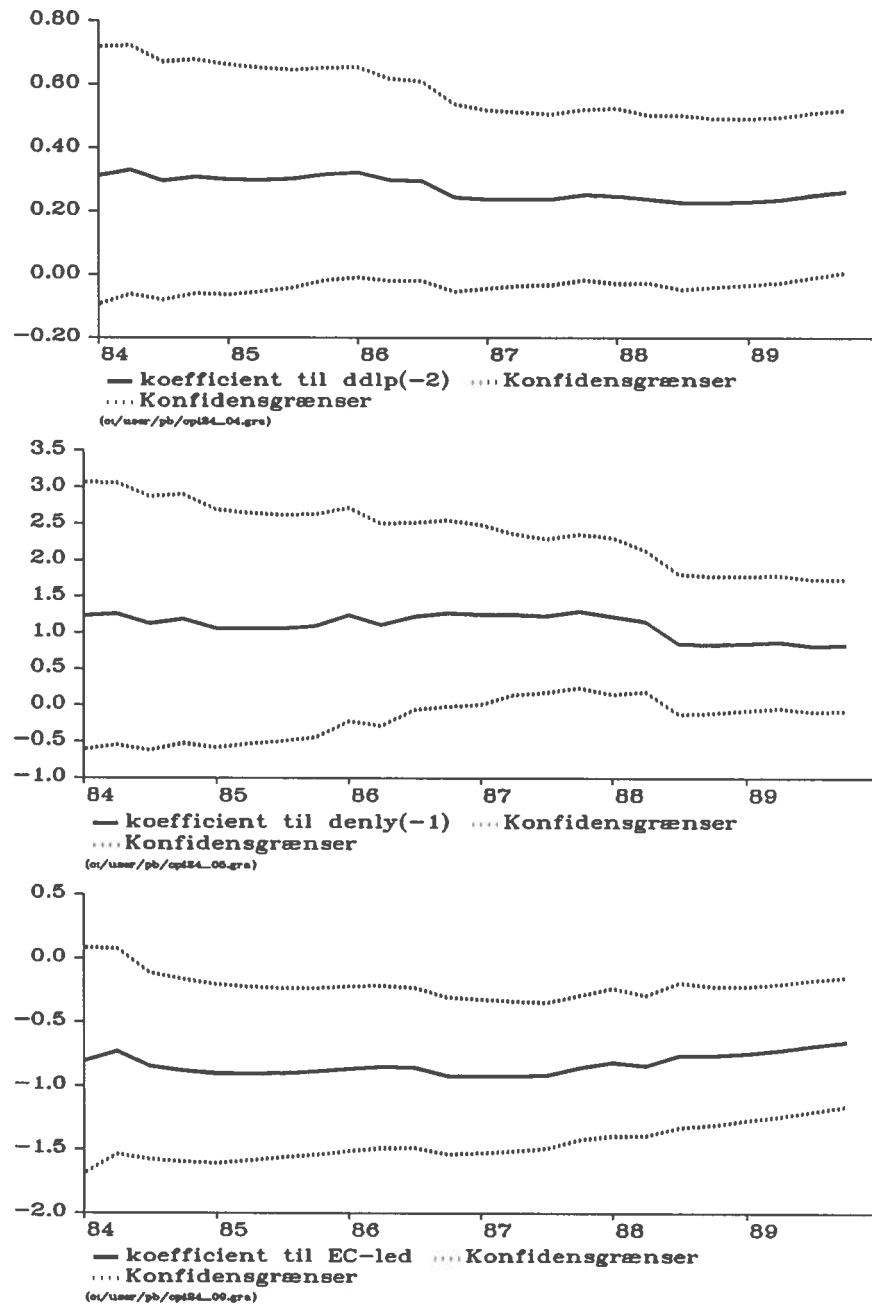
stabile valutakursudvikling siden 82/83, hvor rentespændet samtidig har kunnet indsnævres, bl.a. pga. en indsnævring af inflationsforskellen mellem Danmark og Vesttyskland.

Det er formodentlig overflødigt at nævne, at en sådan model ikke kan fange en eventuel øget tillid til valutakursstabilitet, der ikke har bund i økonomiske variabler; men alene i tættere valutasamarbejde.

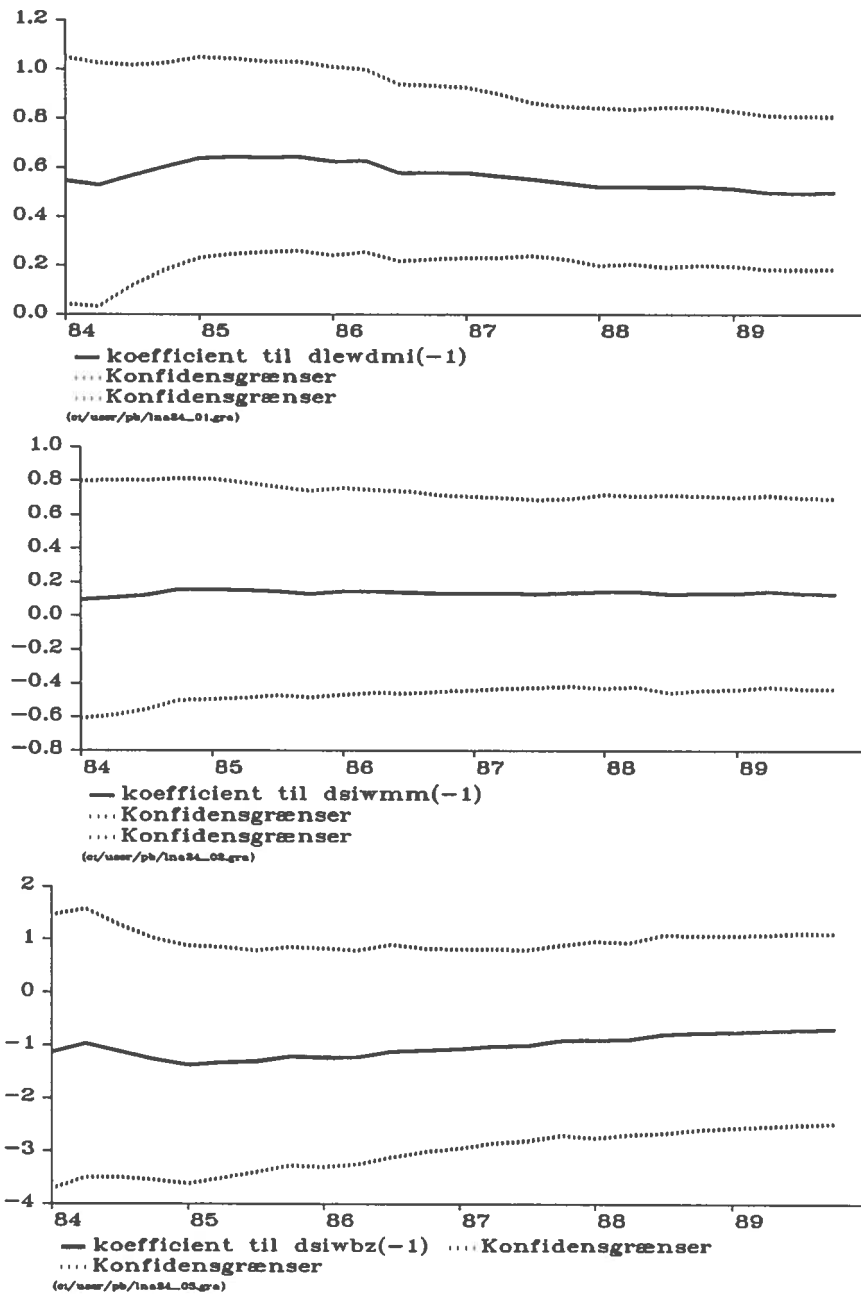
Figur 4.3a Parameterstabilitet, model CPI-24



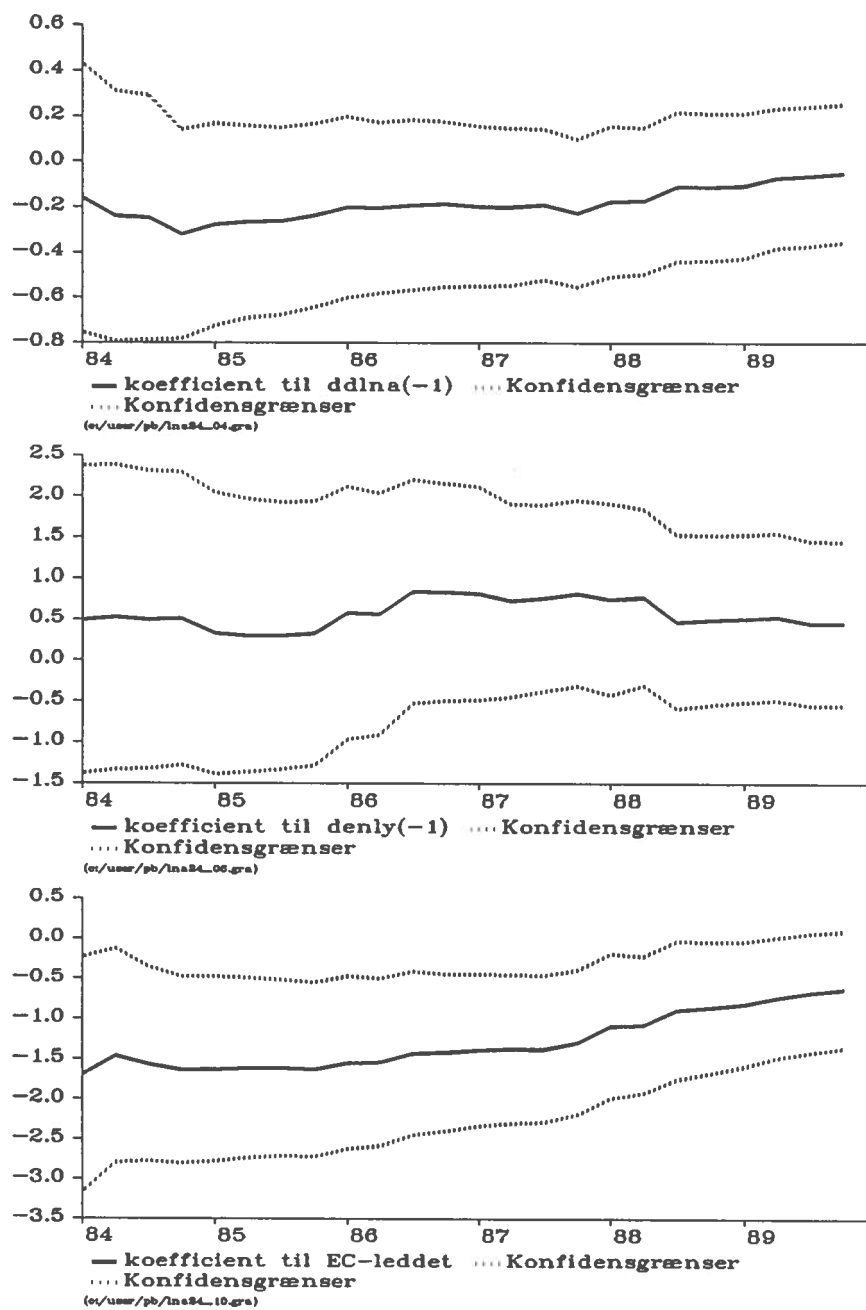
Figur 4.3b Parameterstabilitet, model CPI-24



Figur 4.4a Parameterstabilitet, model LNA-24



Figur 4.4b Parameterstabilitet, model LNA-24



4. Litteratur.

- Abauf, Niso and Philippe Jorion, 1990. Purchasing Power in the Long Run. *Journal of Finance*, p. 157-174.
- Boldsen, Carsten, 1990. *Er valutakursen en random walk?* Arbejdsrapport, Modelgruppen, Danmarks Statistik.
- Chumby, Robert E. and Maurice Obstfeld, 1981. A Note on Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Rate Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis. *Journal of Finance*, p. 697-703.
- Dornbusch, R., 1976. The Theory of Flexible Exchange Rates. *Scandinavian Journal of Economics*, p. 255-75.
- Frankel, Jeffrey A., 1979. On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Rate Differentials. *American Economic Review*, p. 610-622.
- Frenkel, Jacob A., 1976. A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, p. 200-225.
- Hylleberg, Svend and Grayham Mizon, 1989. Cointegration and Error Correction Mechanisms. *The Economic Journal*, p. 113-125.
- Johansen, Søren and Katharina Juselius, 1989. *The Full Information Maximum Likelihood Procedure for Inference on Cointegration - with Applications*. Unpublished, Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Johansen, Søren and Katharina Juselius, 1990. *Some Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the Purchasing Power Parity and the Uncovered Interest Rate Parity for UK*. Unpublished, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- Juselius, Katharina, 1990. *Long Run Relations in a Well Defined Statistical Model for the Data Generating Process. Cointegration Analysis of the PPP and UIP Relations*. Unpublished, Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Rasmussen, Per Bremer, 1990. *Hvorfor teste random-walk hypotesen?* Arbejdsrapport, Modelgruppen, Danmarks Statistik.
- Stock, James H., 1987. Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica*, p. 1035-1056.

Tabel A2.a Estimationsresultater, Engle-Ganger 2-trins procedure, enhedslønomkostninger

	dledmi	dsimm	dsiwbz	ddlulc	denly	EC-led	SE%
				Begge renter i CI-relationen			
ULC-11	0,60	-0,07	-0,66	0,02	1,00	-0,86	1,08
ULC-12	0,57	0,04	-0,81	0,10	1,05	-0,74	1,08
ULC-13	0,57	-0,04	-0,43	0,05	0,96	-0,67	1,10
ULC-14	0,54	0,11	-0,50	0,08	1,00	-0,37	1,13
ULC-15	0,56	0,18	-0,47	0,20	0,93	-0,37	1,11
ULC-16	0,53	0,21	-0,61	0,21	0,92	-0,44	1,08
				Obligationsrenter alene i CI-relationen			
ULC-21	0,59	0,05	-0,82	0,02	0,96	-0,83	1,08
ULC-22	0,57	0,07	-0,84	0,08	1,04	-0,75	1,08
ULC-23	0,57	0,00	-0,35	0,01	0,94	-0,48	1,12
ULC-24	0,53	0,02	-0,29	0,12	1,06	-0,26	1,14
ULC-26	0,52	0,09	-0,42	0,19	1,01	-0,35	1,10
				Pengemarkedsrenter alene i CI-relationen			
ULC-31	0,58	-0,10	-0,62	0,14	1,05	-0,83	1,07
ULC-32	0,57	-0,02	-0,66	0,17	1,09	-0,69	1,09
ULC-33	0,57	-0,13	-0,23	0,14	0,99	-0,59	1,10
ULC-34	0,54	0,03	-0,22	0,20	1,04	-0,23	1,14
ULC-36	0,53	0,10	-0,38	0,21	0,99	-0,33	1,11
				Ingen renter i CI-relationen			
ULC-41	0,57	0,12	-0,80	0,20	0,99	-0,70	1,07
ULC-42	0,55	0,06	-0,25	0,21	1,02	-0,24	1,14
ULC-43	0,53	0,08	-0,36	0,21	1,00	-0,33	1,11

Tabel A.2b Estimationsresultater, 1-trins procedure, enhedslønomkostninger

	dledemi	dsimm	dsiwbz	ddlulc	denly	EC-led	SE%
				Begge renter i CI-relationen			
ULC-11	0,41	0,49	-1,38	0,18	0,84	-0,62	1,07
ULC-12	0,44	0,41	-1,30	0,15	0,83	-0,68	1,04
ULC-13	0,39	0,56	-1,25	0,24	0,81	-0,38	1,07
ULC-14	0,42	0,53	-1,15	0,15	0,74	-0,41	1,05
ULC-15	0,42	0,52	-1,17	0,13	0,75	-0,44	1,04
ULC-16	0,48	0,54	-1,15	0,13	0,72	-0,51	1,05
				Obligationsrenter alene i CI-relationen			
ULC-21	0,47	0,16	-1,04	0,13	0,92	-0,78	1,05
ULC-22	0,45	0,18	-1,07	0,18	0,98	-0,72	1,05
ULC-23	0,46	0,11	-0,53	0,11	0,88	-0,44	1,10
ULC-24	0,43	0,13	-0,47	0,29	1,01	-0,23	1,10
ULC-26	0,46	0,08	-0,51	0,11	1,04	-0,35	1,10
				Pengemarkedsrenter alene i CI-relationen			
ULC-31	0,44	0,38	-1,18	0,22	0,85	-0,63	1,05
ULC-32	0,44	0,37	-1,18	0,21	0,85	-0,63	1,03
ULC-33	0,43	0,40	-0,87	0,23	0,78	-0,38	1,06
ULC-34	0,41	0,48	-0,93	0,26	0,76	-0,30	1,05
ULC-36	0,54	0,15	-0,42	0,23	0,95	-0,35	1,12

