

## Relationen for udlandets beholdning af danske obligationer

### Resumé:

*Papiret indeholder nye estimationer af relationen for  $Wfbz$ . Der lægges ud med at undersøge variablenes stationaritet ved hjælp af Dickey-Fuller tests. Disse tests viser, at  $Wfbz$  og muligvis også  $\log(Wfbz)$  er integrerede af 1. orden, og derfor, og fordi rentespændene - valutakurskorrigerede - er stationære (eller tæt ved), bruges  $DWfbz$  og  $D\log(Wfbz)$  som regressander i de efterfølgende estimationer. Dummyen i den nuværende relation fjernes. I rentespændet, der indgår som regressor, estimeres der som i den nuværende relation med den tyske pengemarkedsrente, såvel som med den tyske obligationsrente. Valget falder ud til obligationsrentens fordel, både af teoretiske og empiriske årsager. Endvidere ses der nærmere på hjælpligningen for valutakursforventningsdannelsen. Den nuværende hjælpligning er en  $AR(2)$ -proces, og der estimeres en  $Wfbz$ -relation med denne såvel som med en valutakursforventningsdannelsesmodel.*

*Udvidelsen af estimationsperioden og fjernelse af dummyen giver en reduktion af konstantleddet. Ved brug af valutakursforventningsdannelsesmodellen, kan konstantleddet uden problemer bindes til nul. Udvidelsen af estimationsperioden giver for  $DWfbz$  som regressand en rentekoefficient, der er noget mindre end den nuværende. Ved at estimere med  $D\log(Wfbz)$  som regressand fås der rentekoefficienter, der ligger en smule under den nuværende.*

*Under analysen af stationaritetsegenskaberne for  $\log(Wfbz)$  er det vanskeligt at afgøre, om variabelen er stationær omkring en deterministisk trend eller integreret af 1. orden. Der forsøges derfor med niveauestimation med en (eventuelt logistisk) trend som forklarende variabel, som kan fortolkes som en indtrængningskurve. Resultaterne er en svagt lavere renteelasticitet end i ændringsspecifikationerne.*

---

c:\user\ba\wpdok\wfbz.wp5

Nøgleord: FINDAN,  $Wfbz$ , Valutakursmodel

## 1. Indledning<sup>1</sup>

Der har været adskillige indvendinger imod *Wfbz*-relationens nuværende form.<sup>2</sup> Til forskel fra den traditionelle porteføljeteori er regressanden specificeret i ændringer i stedet for i niveau. Den tyske pengemarkedsrente indgår i rentespændet i stedet for den tyske obligationsrente.

Den danske og den tyske rente, der indgår i rentespændet, skal være sammenlignelige med hensyn til placeringshorisont. Hvis en aktør skal sammenligne afkast ved placering i danske obligationer med placering på det tyske pengemarked, skal det gøres ved ens placeringshorisont, dvs. at obligationsrenten skal korrigeres for forventede kursændringer, hvis det ikke planlægges at holde obligationerne til udløb, og pengemarkedsrenten skal korrigeres for forventninger om den fremtidige renteutvikling hvis holdingperioden går ud over løbetiden for den pågældende pengemarkedsfordring. Sådan som rentespændet p.t. er beregnet i modellen sammenlignes et pengemarkedsrentebegreb, der er relevant for en placeringshorisont på tre måneder med en obligationsrentebegreb, der forudsætter en placeringshorisont på vel i gennemsnit otte år. Det er jo iøvrigt interessant, at det valutakurskorrigerede rentespænd målt med tysk obligationsrente i stedet for tysk pengemarkedsrente ser ud til at være mere stationært, forstået således at Dickey-Fuller teststørrelserne på side seks med en enkelt undtagelse er noget mere signifikante. Dette er vel blandt andet udtryk for at disse renter er mere sammenlignelige, udover selvfølgelig at være udtryk for at rentestrukturen ikke ligger og flakser rundt omkring en vandret linie.

Konstantleddets størrelse har skabt problemer i forbindelse med fremskrivningerne. Konstantleddets nuværende størrelse betyder, at det er nødvendigt med et rentespænd mellem den danske obligationsrente og den tyske rente på ca. fem pct.point for at udlandet ikke begynder at sælge ud af deres beholdning af kroneobligationer. Med en forventning om en indsnævring af det valutakurskorrigerede rentespænd mellem Danmark og Tyskland, har det således været nødvendigt at justere *Wfbz*'s størrelse i fremskrivningerne, da den ellers hurtigt bliver negativ.

Der er taget udgangspunkt i forskellige udformninger af *Wfbz*-relationen. Disse er estimationer med regressanden i niveau, i ændringer og i logaritmiske ændringer og med henholdsvis rentespændet mellem den danske obligationsrente og den tyske obligationsrente og mellem den danske obligationsrente og den tyske pengemarkedsrente som regressor. Desuden er der foretaget estimationer med regressanden i niveau og med rentespændet og den laggede

---

<sup>1</sup> En tidligere version af dette papir, Britt Andresen: "Relationen for udlandets beholdning af danske obligationer", 16. august 1991, er indeholdt i dette papir.

<sup>2</sup> Den nuværende *Wfbz*-relation er dokumenteret i BA/CB 'Udlandets obligationsefterspørgsel', 15. november 1989.

endogene som regressorer.

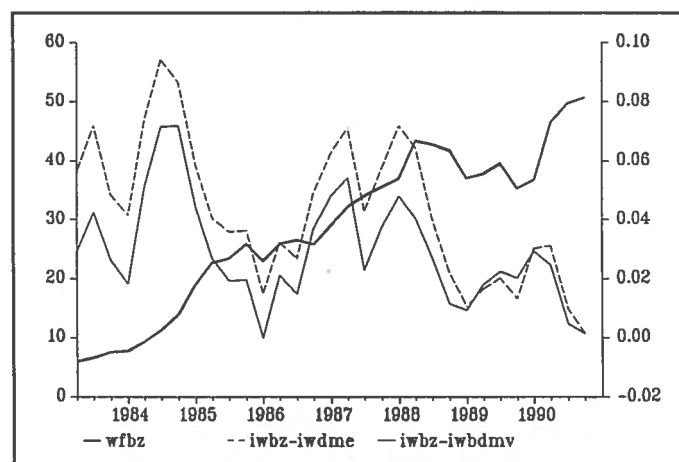
De valgte udformninger af  $Wfbz$ -relationen er:

1.  $Wfbz = \alpha + \beta * (iwbz - \text{valutakurskorrigeret tysk rente})$
2.  $DWfbz = \alpha + \beta * (iwbz - \text{valutakurskorrigeret tysk rente})$
3.  $Wfbz = \alpha + \beta * (iwbz - \text{valutakurskorrigeret tysk rente}) + \gamma * Wj$
4.  $Dlog(Wfbz) = \alpha + \beta * (iwbz - \text{valutakurskorrigeret tysk rente})$

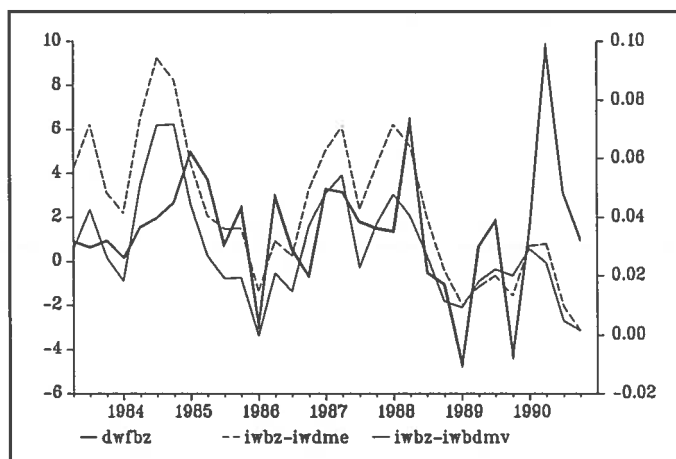
## 2. Seriernes stationaritet

Spørgsmålet om hvorvidt regressanden  $Wfbz$  skal være i niveau eller i ændringer kan man få en idé om ved at undersøge stationaritetsegenskaberne for de serier, der indgår i  $Wfbz$ -relationen. Et første indtryk kan fås ved at betragte figurerne 1a, 1b og 1c. Rentespændene ser ud til at være stationære, eventuelt med nogle niveauskift. Det er tydeligt, at serien for  $Wfbz$  ikke er stationær, mens ændringen i  $Wfbz$  og i  $Dlog(Wfbz)$  ser ud til at være stationær.

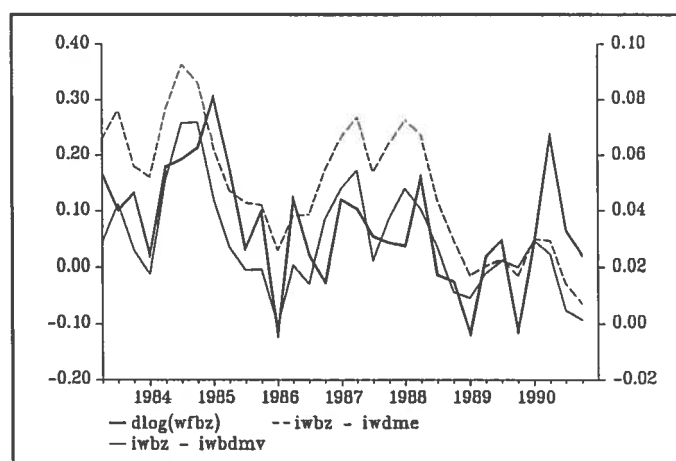
**Figur 1a:**  $Wfbz$  og rentespænd mellem dansk obligationsrente og henholdsvis valutakurskorrigeret tysk pengemarkedsrente ( $iwdme$ ) og valutakurskorrigeret tysk obligationsrente ( $iwbdmv$ ).



**Figur 1b:**  $DWfbz$  og rentespænd mellem dansk obligationsrente og henholdsvis valutakurskorrigeret tysk pengemarkedsrente ( $iwdme$ ) og valutakurskorrigeret tysk obligationsrente ( $iwbdmv$ ).



**Figur 1c:**  $Dlog(Wfbz)$  og rentespænd mellem dansk obligationsrente og henholdsvis valutakurskorrigeret tysk pengemarkedsrente ( $iwdme$ ) og valutakurskorrigeret tysk obligationsrente ( $iwbdmv$ ).



Nedenfor er Dickey-Fuller testet brugt til at undersøge variablenes stationaritet. Dickey-Fuller teststørrelsen beregnes ved at man opstiller følgende relation, hvor  $y_t$  er den variabel som man ønsker at undersøge stationariteten af:

$$y_t = \alpha \cdot y_{t-1} + \gamma \cdot trend + konstant + \varepsilon_t$$

hvor  $\gamma$  og konstanten hver for sig eller samtidig kan være lig 0.  
Ved at omformulere dette fås:

$$y_t - y_{t-1} = \beta \cdot y_{t-1} + \gamma \cdot trend + konstant + \varepsilon_t, \text{ hvor } \beta = -(1-\alpha)$$

$$H_0 : \beta = 0 \Leftrightarrow \alpha = 1$$

t-værdien for den laggede variabel er Dickey-Fuller teststørrelsen og alt efter om konstanten og/eller koefficienten til trenden er lig med eller forskellig fra nul, følger denne teststørrelse forskellige fordelinger og har forskellige kritiske værdier. Hvis nulhypotesen forkastes, kan det ikke afvises, at variabelen er stationær - eventuelt omkring en trend.

Tabel 1 viser Dickey-Fuller teststørrelser for de variable, der indgår i *Wfbz*-relationen, hvor:

<i>iwbz</i>	= den danske obligationsrente
<i>iwdme</i>	= den valutakorrigerede tyske pengemarkedsrente, hvor den forventede valutakurs dannes ved en AR(2)-proces
<i>iwdme</i> < i > < j >	= den valutakorrigerede tyske pengemarkedsrente med forskellig udformning af relationen for den forventede valutakurs (jf. bilag 1 og afsnit 4)
< i > = <i>lna, pcp</i>	
< j > = 24, 26, 43	
<i>iwbdmv</i>	= den valutakorrigerede tyske obligationsrente, hvor den forventede valutakurs dannes ved en AR(2)-proces
<i>iwbdmv</i> < i > < j >	= den valutakorrigerede tyske obligationsrente med forskellig udformning af relationen for den forventede valutakurs (jf. bilag 1 og afsnit 4)
< i > = <i>lna, pcp</i>	
< j > = 24, 26, 43	

Trenden er et tredje grads polynomium i tid. For *Wfbz* i niveau kan nulhypotesen om ikke-stationaritet ikke afvises. For  $\log(Wfbz)$  er testet for stationaritet omkring en trend tæt på at afvise nulhypotesen og trendens koefficienter er signifikante. Testet for  $D\log(Wfbz)$  om stationaritet omkring en trend over perioden 1983.1 til 1990.4 afviser nulhypotesen. Det kan ikke umiddelbart konkluderes, hvorvidt ændringerne i *Wfbz* er stationære omkring en lineær deterministisk trend, da begge test afviser nulhypotesen. Dog er koefficienterne til trenden ikke signifikante for testet over perioden 1985.1 til 1990.4. Konklusionen på disse tests er, at *Wfbz* og eventuelt også  $\log(Wfbz)$  er integrerede af 1. orden. Dette lægger op til at bruge *DWfbz* eller

$Dlog(Wfbz)$  som regressand. Alternativet er  $log(Wfbz)$  stationær omkring en deterministisk trend.

Rentespændene, hvor den valutakurskorrigerede tyske obligationsrente indgår, afviser alle nulhypotesen om ikke-stationaritet, medens der er nogle af rentespændene med den valutakurskorrigerede tyske pengemarkedsrente, hvor man ikke kan afvise nulhypotesen.

**Tabel 1: Dickey-Fuller test**

	trend og konstant <sup>3</sup> (83.1-90.4)	konstant <sup>4</sup> (83.1-90.4)	trend og konstant (85.1-90.4)	konstant (85.1-90.4)
Wfbz	- 2.68	- 0.47	- 2.58	- 1.16
log(Wfbz)	- 3.24	- 1.92	- 3.17	- 2.36
DWfbz	- 4.67	- 4.25	- 3.90	- 3.74
Dlog(Wfbz)	- 3.81	- 0.32	- 3.53	- 0.21
iwbz – iwdme		- 2.60		- 2.57
iwbz – iwdmelna24		- 2.41		- 3.10
iwbz – iwdmelna26		- 2.57		- 3.13
iwbz – iwdmelna43		- 2.52		- 3.07
iwbz – iwdmepcp24		- 2.58		- 3.43
iwbz – iwdmepcp26		- 2.94		- 3.63
iwbz – iwdmepcp43		- 3.44		- 3.62
iwbz – iwbdmv		- 3.71		- 3.34
iwbz – iwbdmvlna24		- 3.30		- 3.80
iwbz – iwbdmvlna26		- 3.59		- 3.89
iwbz – iwbdmvlna43		- 3.53		- 3.82
iwbz – iwbdmvpcp24		- 3.42		- 4.27
iwbz – iwbdmvpcp26		- 3.93		- 4.50
iwbz – iwbdmvpcp43		- 4.52		- 4.37

Anm.: Rentespændene er testet over perioderne 1985.1 til 1990.3 og 1983.1 til 1990.3

<sup>3</sup> Hvis Dickey-Fuller teststørrelsen er mindre end -3.6, forkastes nulhypotesen og tidsserien anses for at være stationær omkring en trend og med middelværdi eventuelt forskellig fra nul.

<sup>4</sup> Hvis Dickey-Fuller teststørrelsen er mindre end -3.2, forkastes nulhypotesen og tidsserien anses for at være stationær med middelværdi eventuelt forskellig fra nul.



Relation 1:

$$ewdme = 3.64 + 1.38 \cdot ewdm - .38 \cdot ewdm_{-1}$$

I modelgruppepapiret "En model for DKK/DEM-kursforventningerne", Per Bremer Rasmussen, 27. september 1990, er der dannet en egentlig valutakursforventningsdannelsemodel. Seks af de forventningsdannelse-specifikationer, der estimeres ved hjælp af Engle-Granger 2-trins proceduren, vil i dette papir blive brugt i estimationer af *Wfbz*-relationen. Det drejer sig om tre specifikationer med forskellen mellem logaritmen til dansk timeløn (*lna*) og logaritmen til tysk timeløn (*lnadm*) som regressor i kointegrationsligningen og tre med forskellen mellem logaritmen til de danske forbrugerpriser (*pcp*) og logaritmen til de tyske forbrugerpriser (*pcpdm*) som regressor. I to af disse specifikationer er prisernes (*lna* og *pcp*) koefficient bundet til én og i to af specifikationerne indgår obligationsrentespændet ligeledes som regressor. I den sidste specifikation indgår priserne (*lna* og *pcp*) alene som regressor med en koefficient bundet til én. I andet estimationstrin regrederes den årlige ændring i valutakursen på sig selv lagget ét kvartal, på forskelle i inflationsrate målt på enten forbrugerpriser eller timeløn, på ændringen i obligations- og pengemarkedsrentespændene, på den kvartalsvise ændring i betalingsbalancens løbende poster i procent af BNP, på sæsondummyer og endelig på residualerne fra estimationsprocedurens første trin. Alle højresidevariabler (bortset fra sæsondummyerne) er lagget ét kvartal. En reestimation af disse relationer er vist i bilag 1, hvor en direkte sammenligning med tabellerne i "En model for DKK/DEM-kursforventningerne" er mulig. I bilag 2 er de brugte variabler dokumenteret.

## 5. Nye estimationer

I forsøget på at finde en ny specifikation for *Wfbz*-relationen er det forsøgt at lade den tyske obligationsrente såvel som den tyske pengemarkedsrente indgå i rentespændet. Da reestimationen af den nuværende relation gav en insignifikant koefficient til DW856 og da dummyen var svær at begrunde, er der valgt at se bort fra denne i det følgende. Udgangspunktet for estimationerne har været en generel model med op til fire kvartalers lag i regressorerne, der består af rentespænd såvel som den laggede ændring i *Wfbz*. Alle insignifikante regressorer er efterfølgende blevet fjernet, og der er endeligt estimeret en specifik model.

Tabel 2 viser estimationsresultater for niveauestimationer med den laggede endogene blandt regressorerne. Koefficienterne til den laggede endogene i niveauestimationerne kan ved et t-test på 5% signifikansniveau ikke afvises at være lig -1, hvilket er i overensstemmelse med Dickey-Fuller testenes resultat at *Wfbz* er integreret af 1. orden. Rentespændskoefficienterne er en smule lavere end i ændringsrelationen (estimationsresultaterne vises i tabel 3a og 3b), og har



stor spredning. Niveauestimationerne kan ikke bruges til meget andet end at konstatere, at det er korrekt at bruge *DWfbz* som regressand.

**Tabel 2: Niveauestimationer**

	Rente- spænd	Lagget endogen	Kon- stant	s	R <sup>2</sup>	LM(1) <sup>5</sup>	LM(4) <sup>6</sup>
I. iwbdmv	81.01 (44.86)	0.97 (0.07)	0.49 (3.06)	2.98	0.90	0.43	1.52
O. iwbdmvpcp43	69.66 (20.43)	0.97 (0.07)	0.87 (2.37)	2.60	0.91	0.11	6.07

Anm: Spredning i parentes under koefficientestimatene

Tabel 3a og 3b viser estimationsresultaterne, hvor henholdsvis den tyske pengemarkedsrente og den tyske obligationsrente indgår i rentespændet. Alle estimationerne er med *DWfbz* som regressand. Hver eneste række i tabellerne repræsenterer en forskellig valutakurskorrektionsmodel, hvor *iwdme* og *iwbdmv* er valutakurskorrigeret som den hidtidige relation (jf. relation 6) blot med en vægt til denne valutakurskorrektionsmodel på 1. De øvrige valutakurskorrigerede tyske renter er valutakurskorrigeret ved hjælp af de seks forskellige modeller for valutakursforventningsdannelse (jf. afsnit 4), og for dem alle gælder, at vægten til valutakurskorrektionsmodellen er lig 1. Hvilken model der er tale om, kan tydes ud fra de sidste fem karakterer i rentens navn (jf. bilag 1, NB.  $cpi = pcp$ ). I tabellernes første to søjler er koefficienten til de respektive rentespænd angivet. I tabellernes sidste søjle er angivet et ligevægtsrentespænd, hvilket skal forstås som det rentespænd, der er nødvendigt for at *Wfbz* er konstant. Rentespændskoefficienten divideret med 100 kan fortolkes som ændringen i *Wfbz* (målt i mia. 1980 kr.) i 1. kvartal (2. kvartal for renterne, der er valutakurskorrigerede med valutakursmodellen) som følge af en ændring i rentespændet på ét pct.point.

Rentespændskoefficienterne er for alle renters vedkommende lave. I modsætning til den hidtidige relation giver brugen af den tyske obligationsrente den højeste koefficient, hvilket gælder uanset hvilken valutakurskorrektionsmodel der bruges. Udvidelsen af estimationsperioden giver konstantled, der ikke er signifikant forskellige fra nul, og igen ses, at brugen af den tyske obligationsrente i rentespændet entydigt giver numerisk lavere konstantled. Brugen af valutakursforventningsdannelsesmodellen bidrager yderligere til at nedbringe konstantledet. Den højere koefficient til rentespændet og det numerisk lavere konstantled ved brug af obligationsrenten betyder, at ligevægtsrentespændet er lavere ved brug af obligationsrenten end ved brug af pengemarkedsrenten. Et

<sup>5</sup> Den kritiske værdi er 3.84 på et 5 procent signifikansniveau

<sup>6</sup> Den kritiske værdi er 9.49 på et 5 procent signifikansniveau

ligevægtsrentespænd på eksempelvis 0.4 procent kan godt accepteres, da dette kan være udtryk for en risikopræmie som følge af mangel på kendskab til valutakursens udvikling. Et ligevægtsrentespænd forskelligt fra nul kan også være udtryk for en fejltagtig modellering af valutakursforventningerne.

Da konstantleddet i alle relationer er insignifikant har jeg efterfølgende lavet origoestimationer. Disse er præsenteret i tabel 4a og 4b. Generelt medfører restriktionen på konstantleddet at koefficienten til rentespændet falder. Det største fald observeres ved brug af AR(2)-processen som forventningsdannelsesproces. Den eneste relation, der kan udvise en stigning i rentekoefficienten, er der hvor differensen mellem logaritmen til dansk og tysk timeløn tillige med rentespændet mellem dansk og tysk obligationsrente indgår i første estimationstrin i Engle-Granger 2-trinsproceduren (relation J).

Ud fra forklaringsgrad, rentekoefficientens og konstantleddets størrelse (og dermed også ligevægtsrentespændets størrelse) må de bedste relationer siges at være de tre relationer med den tyske *obligationsrente* i rentespændet, hvor forbrugerpriserne indgår i første estimationstrin i Engle-Granger 2-trinsproceduren (relation M, N og O). De har den laveste spredning, den højeste forklaringsgrad og lav 1. ordens autokorrelation. Relationen med obligationsrenten og AR(2)-processen som valutakursforventningsdannelsesmekanisme (relation I) fortjener dog også at blive undersøgt lidt nærmere, da den har den højeste rentekoefficient af de præsenterede relationer. Det er ubehageligt, at det for alle relationer med valutakursforventningsdannelsesmodellen er det laggede rentespænd, der kommer signifikant ind. Dette savner, i hvert fald indtil videre, en logisk forklaring.

Tabel 3a: Estimationsresultater med tysk pengemarkedsrente

Tysk valutakurs-korrigeret rente	Rentespænd	Rente-spænd(-1)	Konstant	s	R <sup>2</sup>	LM(1) <sup>7</sup>	LM(4) <sup>8</sup>	Ligevægtsrente-spænd i pct.point
A. iwdme	67.22 (29.23)	—	-0.88 (1.21)	2.89	0.19	0.43	1.27	1.30
B. iwdmelna24	—	50.46 (20.85)	-0.28 (0.97)	2.91	0.22	0.04	1.54	0.55
C. iwdmelna26	—	47.89 (21.67)	-0.42 (1.11)	2.97	0.19	0.02	1.47	0.88
D. iwdmelna43	—	47.99 (21.91)	-0.47 (1.12)	2.97	0.19	0.02	1.46	0.98
E. iwdmepcp24	—	60.04 (19.12)	-0.70 (0.91)	2.72	0.32	0.49	3.90	1.17
F. iwdmepcp26	—	62.78 (18.97)	-0.75 (0.89)	2.67	0.34	0.37	4.36	1.19
G. iwdmepcp43	—	62.30 (18.43)	-0.73 (0.88)	2.65	0.35	0.25	4.01	1.17

Anm. : Spredning i parentes under koefficientestimatene

<sup>7</sup> Den kritiske værdi er 3.84 på et 5 procent signifikansniveau

<sup>8</sup> Den kritiske værdi er 9.49 på et 5 procent signifikansniveau

**Tablet 3b: Estimationsresultater med tysk obligationsrente**

Tysk valutakurs-korrigeret rente	Rentespænd	Rente-spænd(-1)	Konstant	s	R <sup>2</sup>	LM(1) <sup>9</sup>	LM(4) <sup>10</sup>	Ligevægtsrente-spænd i pct.point
H. iwbdmv	56.33 (50.29)	47.56 (44.45)	-1.22 (1.28)	2.91	0.22	0.13	0.70	1.17
I. iwbdmv	88.01 (40.75)	—	-0.68 (1.19)	2.92	0.18	0.36	1.11	0.77
J. iwbdmvlna24	—	60.83 (22.78)	0.05 (0.83)	2.84	0.25	0.00	2.18	-0.08
K. iwbdmvlna26	—	59.51 (24.09)	-0.02 (0.09)	2.90	0.23	0.01	2.27	0.03
L. iwbdmvlna43	—	59.76 (24.39)	-0.27 (0.96)	2.90	0.22	0.00	2.24	0.45
M. iwbdmvpcp24	—	71.84 (20.41)	-0.31 (0.76)	2.61	0.37	0.24	5.90	0.43
N. iwbdmvpcp26	—	73.41 (20.06)	-0.29 (0.74)	2.57	0.39	0.12	6.29	0.40
O. iwbdmvpcp43	—	72.18 (19.40)	-0.25 (0.71)	2.56	0.40	0.05	5.72	0.35

Anm.: Spredning i parentes under koefficientestimerne

<sup>9</sup> Den kritiske værdi er 3.84 på et 5 procent signifikansniveau

<sup>10</sup> Den kritiske værdi er 9.49 på et 5 procent signifikansniveau

Tabel 4a: Estimation uden konstantled, tysk pengemarkedsrente

Tysk valutakurs korrigeret rente	Rente- spænd	Rente- spænd(-1)	s	R <sup>2</sup>	LM(1) <sup>11</sup>	LM(4) <sup>12</sup>
A. iwdmme	48.58 (14.20)	—	2.85	0.17	-0.02	0.67
B. iwdmelna24	—	45.77 (12.78)	2.85	0.21	-0.01	1.37
C. iwdmelna26	—	41.04 (12.11)	2.90	0.18	-0.05	1.22
D. iwdmelna43	—	40.30 (11.99)	2.91	0.18	-0.06	1.20
E. iwdmepcp24	—	48.50 (11.71)	2.68	0.30	0.14	2.65
F. iwdmepcp26	—	50.27 (11.77)	2.63	0.32	0.01	2.90
G. iwdmepcp43	—	50.40 (11.61)	2.61	0.33	-0.11	2.73

Tabel 4b: Estimation uden konstantled, tysk obligationsrente

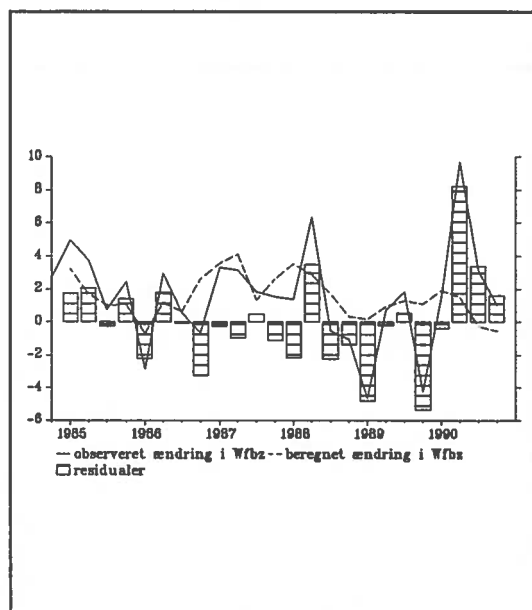
Tysk valutakurs korrigeret rente	Rente- spænd	Rente- spænd(-1)	s	R <sup>2</sup>	LM(1)	LM(4)
I. iwbdmv	67.81 (20.24)	—	2.87	0.16	0.07	0.82
J. iwbdmvlna24	—	61.83 (16.19)	2.78	0.25	-0.00	1.96
K. iwbdmvlna26	—	55.52 (15.25)	2.83	0.22	-0.02	1.61
L. iwbdmvlna43	—	54.44 (15.08)	2.84	0.22	-0.04	1.53
M. iwbdmvpcp24	—	66.03 (14.35)	2.55	0.37	0.17	4.29
N. iwbdmvpcp26	—	68.03 (14.35)	2.52	0.38	0.05	4.68
O. iwbdmvpcp43	—	67.66 (14.07)	2.50	0.39	-0.01	4.39

Anm.: Spredning i parentes under koefficientestimerne

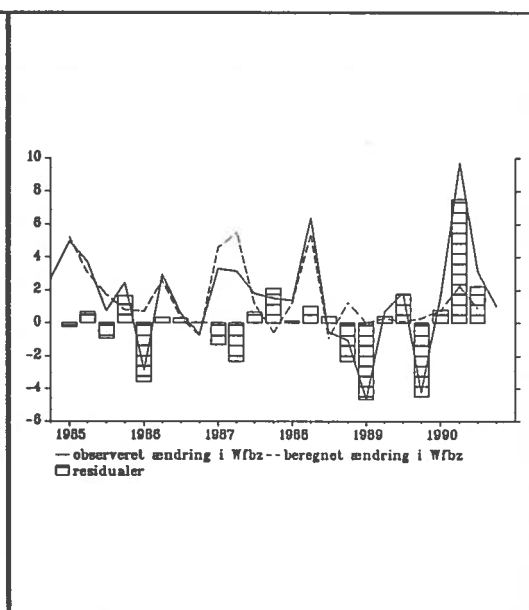
<sup>11</sup> Den kritiske værdi er 3.84 på et 5 procent signifikansniveau<sup>12</sup> Den kritiske værdi er 9.49 på et 5 procent signifikansniveau

Figur 2 til 5 viser den observerede og beregnede ændring i  $Wfbz$  samt residualer for de fire relationer. De tre relationer med valutakursmodellen som forventningsdannelsemekanisme har midt i estimationsperioden et mere takket forløb end relationen med AR(2)-processen som forventningsdannelsemekanisme og følger derfor  $DWfbz$  bedre. Alle fire relationer har store residualer sidst i estimationsperioden.

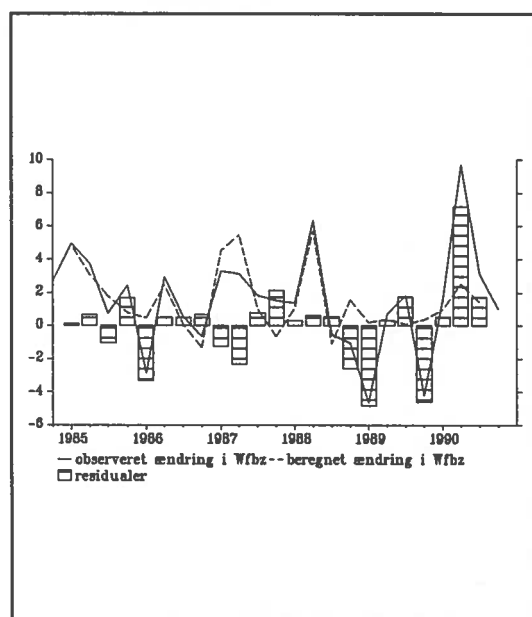
**Figur 2:** Observeret og beregnet værdi for  $DWfbz$  for relation I



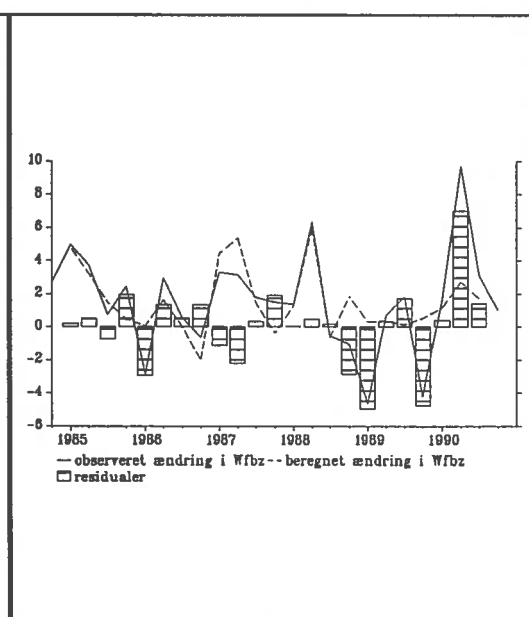
**Figur 3:** Observeret og beregnet værdi for  $DWfbz$  for relation M



**Figur 4:** Observeret og beregnet værdi for  $DWfbz$  for relation N



**Figur 5:** Observeret og beregnet værdi for  $DWfbz$  for relation O



## 6. Vægtningen af valutakurskorrektionen

I den hidtidige *Wfbz*-relation indgår der en vægt på 0.7 til valutakurskorrektionen af den tyske pengemarkedsrente (jf. relation 6). Ved estimationer med vægte mellem 0 og 1 viser det sig, at vægt 1 giver den højeste rentekoefficient for relationen med AR(2)-processen (relation I). For relation O med den tyske valutakurskorrigerede rente *iwbmvpcp43* giver vægt 0.4 en rentekoefficient på 106, men tillige har konstantleddet en stor negativ værdi på -2.36, hvilket resulterer i et signifikant ligevægtsrentespænd på 2.23 procent. Dermed forbliver problemet i fremskrivningerne med en stærkt faldende og negativ *Wfbz* uløst. Ved at foretage origoestimation for relation O viser det sig, at vægt 1 giver den højeste rentespændskoefficient. På baggrund af dette fore-trækkes vægt 1. Det er tillige den vægt, der har det laveste ligevægtsrentespænd. Ved at estimere vægten fås for alle relationer en estimeret vægt større end 1.

## 7. Alternative specifikationer

### 7a. Forventningsdannelsesmekanismer

Alternative valutakursforventningsdannelsesmekanismer, som det er forsøgt at estimere med, er fuld forudseenhed og en antagelse om relativ købekraftsparitet. Fuld forudseenhed indebærer at  $ewdme$  er lig med  $ewdm_{+1}$  i relation 1.

Antagelsen om relativ købekraftsparitet betyder, at forskellen mellem den danske og den tyske inflationstakt ( $Dlog(pcp) - Dlog(pcpdm)$ ) indgår som valutakurskorrektion i relation 1, det vil sige som den forventede devaluering af den danske krone overfor den tyske D-mark. Tabel 5 viser estimationsresultaterne, hvor  $DWfbz$  er regressand og tabel 5 for  $log(Wfbz)$  som regressand. Begge disse alternativer har meget lave rentespændskoefficienter med stor spredning, for  $log(Wfbz)$  som regressand er rentespændskoefficienter endog negative. Konstantleddene har ligeledes stor spredning. Begge estimationer har en meget dårlig forklaringsgrad.

### 7b. Funktionsform

Der er lavet estimationer med  $Dlog(Wfbz)$  som regressand. Begrundelsen er, at inspektion af figur 1b, hvor svingningerne bliver større og større jo større *Wfbz* er, kunne tyde på en semilogaritmisk sammenhæng. Estimationsresultaterne er vist i tabel 6. Rentespændskoefficienten kan fortolkes som den procentvise ændring i *Wfbz* ved en ændring i rentespændet på ét procentpoint. Den sidste søjle i tabellen viser ændringen i *Wfbz* i 1990 3. kvartal i mia. 1980 kr. som følge af en stigning i rentespændet på ét pct.point. I sammenligning med estimationer med  $DWfbz$  som regressand fås en forøgelse af *Wfbz*'s rentefølsomhed på 70 % til 95 %. Det er endog muligt at udvide estimations-

**Table 5: Statiske forventninger og relativ købekraftsparitet med  $D\log(Wfbz)$  og  $\log(Wfbz)$  som regressander**

	Rente- spænd	Konstant	s	R <sup>2</sup>	LM(1) <sup>13</sup>	LM(4) <sup>14</sup>	Ligevægtsrente- spænd i pct.point
Regressand: $D\log(Wfbz)$							
Statiske for- ventninger	18.29 (53.01)	0.77 (2.38)	3.28	0.005	0.27	2.39	- 4.21
Relativ købe- kraftsparitet	4.67 (16.68)	1.23 (1.26)	3.21	0.004	0.30	1.95	- 2.63
Regressand: $\log(Wfbz)$							
Statiske for- ventninger	- 9.73 (3.77)	3.90 (0.17)	0.23	0.24	18.81	17.04	--
Relativ købe- kraftsparitet	- 2.02 (1.36)	3.63 (0.10)	0.27	0.09	17.40	17.00	--

Anm.: Spredning i parentes under koefficientestimerne

<sup>13</sup> Den kritiske værdi er 3.84 på et 5 procent signifikansniveau

<sup>14</sup> Den kritiske værdi er 9.49 på et 5 procent signifikansniveau

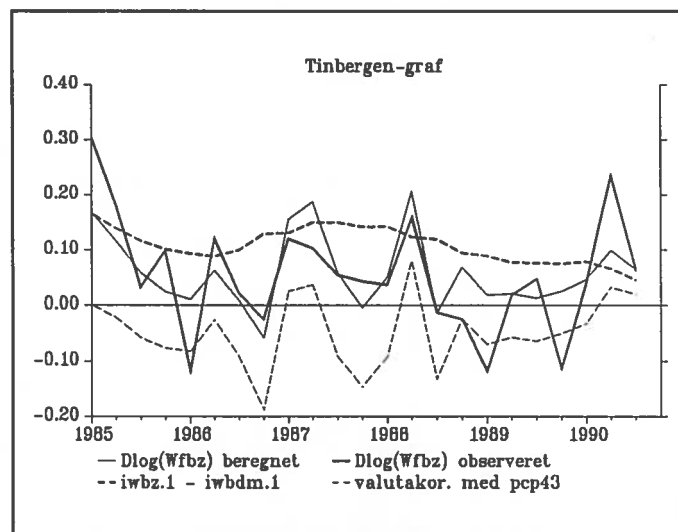


Tabel 6:  $Dlog(Wfbz)$  som regressand

	Rentespænd	Rentespænd(-1)	Konstant	s	R <sup>2</sup>	LM(1)	LM(4)	Ligevægts- rentespænd	$\frac{\delta Wfbz}{\delta \text{rentespænd}}$ i 90.3
1. iwbdmv (83.1-90.4)	2.68 (0.91)	--	- 0.02 (0.03)	0.09	0.23	0.85	2.93	0.49 %point	1.33 mia 1980 kr.
2. iwbdmvpcp43 (83.1-90.3)	--	1.79 (0.60)	0.02 (0.03)	0.09	0.24	2.23	5.41	- 1.12 %point	0.89 mia 1980 kr.
3. iwbdmv (83.1-90.4)	2.37 (0.46)	--	--	0.09	0.22	0.81	2.60	--	1.18 mia 1980 kr.
4. iwbdmvpcp43 (83.1-90.3)	--	2.07 (0.40)	--	0.09	0.23	0.94	4.86	--	1.03 mia 1980 kr.
5. iwbdmv (85.1-90.4)	3.41 (1.27)	--	- 0.03 (0.04)	0.09	0.25	0.97	1.34	0.88 %point	1.70 mia 1980 kr.
6. iwbdmvpcp43 (85.1-90.3)	--	2.57 (0.59)	- 0.009 (0.02)	0.08	0.47	0.55	4.02	0.35 %point	1.28 mia 1980 kr.
7. iwbdmv (85.1-90.4)	2.46 (0.64)	--	--	0.09	0.22	- 0.03	- 0.05	--	1.22 mia 1980 kr.
8. iwbdmvpcp43 (85.1-90.3)	--	2.40 (0.43)	--	0.08	0.47	0.12	1.75	--	1.19 mia 1980 kr.

periodens start til 1983 1. kvartal og samtidig få højere rentefølsomhed end i estimationerne med  $DWfbz$  som regressand. Figur 6 viser en tinbergengraf for relation 8 i tabel 6.

**Figur 6:** Tinbergengraf for origoestimation med  $Dlog(Wfbz)$  som regressand og  $iwbdmvpcp43$  som valutakurskorrigerer.



Det fremgår af figuren, at det i høj grad er valutakursforventningerne, der forårsager de kortsigtede udsving i  $Wfbz$ ; men at disse ikke samtidig kan fange svingningerne sidst i estimationsperioden.

## 8. Indtrængningskurve

Der er lavet niveauestimationer for  $\log(Wfbz)$  med en trend i form af en logistisk kurve og et tredje grads polynomium blandt regressorerne. Dickey-Fuller testet i afsnit 2 for  $\log(Wfbz)$  var tæt på at afvise nulhypotesen om ikke-stationaritet og havde signifikante koefficienter til en trend i form af et tredje grads polynomium. Ud fra Dickey-Fuller testene er det ikke muligt at konkludere, hvorvidt  $\log(Wfbz)$  er stationær omkring en trend eller der er tale om en stokastisk trend. Begrundelsen for at tænke i disse baner er, at det er spørgsmålet hvorvidt  $\log(Wfbz)$  skal modelleres som en ændringsrelation eller som en niveaurelation omkring en deterministisk trend.

En trend i  $Wfbz$ -relationen med  $\log(Wfbz)$  som regressand skal fortolkes som en indtrængningskurve, der gør sig gældende i takt med liberaliseringerne af kapitalbevægelserne. Estimationer med en trend i form af en logistisk kurve og et tredje grads polynomium er vist i tabel 7. Der er estimeret med to typer valutakursforventningsdannelse svarende til relation O ( $iwbdmvpcp43$ ) og I 4 ( $iwbdmv$ ) i de tidligere tabeller.

Formlen for en logistisk kurve er

$$\frac{1}{a + b \cdot e^{-\alpha t}}$$

hvor  $a$ ,  $b$  og  $\alpha$  er de ukendte parametre. Den logistiske kurve har en øvre og en nedre grænse. Den nedre grænse er:

$$\text{for } t \rightarrow 0 \quad (*) \rightarrow \frac{1}{a + b}$$

og den øvre grænse er:

$$\text{for } t \rightarrow \infty \quad (*) \rightarrow \frac{1}{a}$$

Grænserne kan estimeres ved at estimere  $a$ ,  $b$  og  $\alpha$  eller fastsættes på forhånd. Der er lavet estimationer med begge dele. I de estimationer hvor grænserne er fastsat, er den øvre grænse sat til 50 mia. 1980 kr. ( $a = 0.26$ ), som udtryk for en antagelse om, at indtrængningen er tilendebragt. Den nedre grænse er tæt på nul, da  $b$  er sat til 10.

**Tabel 7:** Estimationer med trend i form af et tredje grads polynomium og en logistisk kurve

	Rente- spænd	Trend	a	b	$\alpha$	Kon- stant	s	R <sup>2</sup>	
Logistisk kurve:									
1. iwbdmv (83.1-90.4)	-2.83 (4.72)	1 (bundet)	0.26 (bundet)	10 (bundet)	0.11 (0.008)	2.55 (0.218)	0.43	0.63	
2. iwbdmvp43 (83.1-90.3)	-2.67 (2.81)	1 (bundet)	0.26 (bundet)	10 (bundet)	0.11 (0.008)	2.52 (0.16)	0.42	0.63	
3. iwbdmv (83.1-90.4)	-0.87 (1.32)	-27.34 (0.99)	0.26 (bundet)	10 (bundet)	-0.1 (0.01)	3.95 (0.08)	0.12	0.97	
4. iwbdmvp43 (83.1-90.3)	1.08 (0.99)	0.49 (0.02)	0.26 (bundet)	10 (bundet)	0.43 (0.02)	1.66 (0.09)	0.14	0.96	
5. iwbdmv (83.1-90.3)	3.24 (5.89)	1.49 (3104)	0.63 (1575)	1.86 (4650)	0.098 (12.89)	1.96 (46.67)	0.35	0.50	
6. iwbdmvp43 (83.1-90.3)	0.91 (3.79)	1.50 (2272.73)	0.66 (1091.67)	1.67 (2783)	0.1 (9.70)	2.04 (29.14)	0.35	0.46	
3. grads polyno- mium:	Rente- spænd		t	t <sup>2</sup>	t <sup>3</sup>	Kon- stant	s	R <sup>2</sup>	LM(1) LM(4)
7. iwbdmv (83.1-90.4)	-0.87 (1.32)		0.23 (0.024)	-0.008 (0.002)	0.0001 (.00004)	1.32 (0.116)	0.12	0.97	20.41 22.66
8. iwbdmvp43 (83.1-90.3)	1.52 (0.77)		0.24 (0.025)	-0.008 (0.0017)	0.00009 (.00004)	1.19 (0.1)	0.11	0.98	13.56 21.51

Ann.: spredning i parentes

Figur 7 viser trends med  $\log(wfbz)$  som valutakursforventning, hvor:

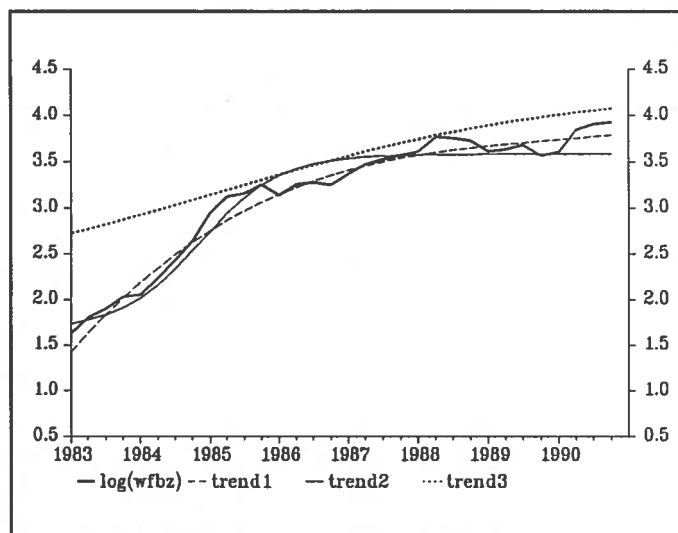
trend1: er tredje grads polynomiet fra relation 8

trend2: er den logistiske trend med bundne grænser fra relation 4

trend3: er den logistiske trend med estimerede grænser fra relation 6

Figur 8 og 9 viser residualplots for henholdsvis relation 4 og relation 8. Der er mest autokorrelation ved brug af den logistiske trend.

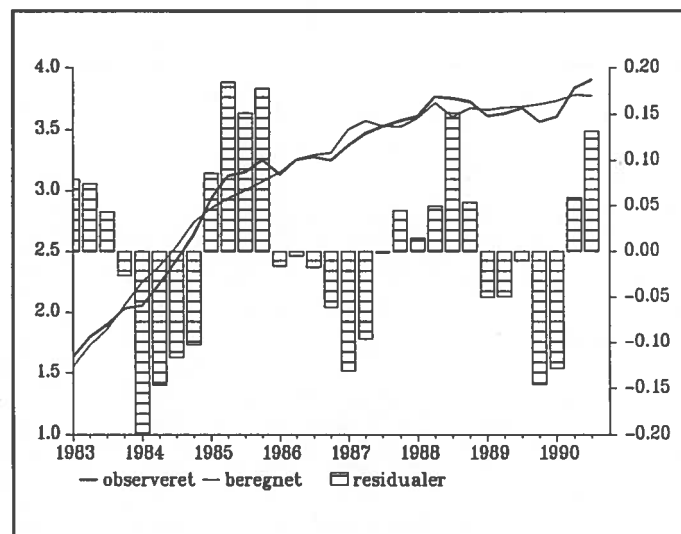
**Figur 7: Logistiske trends og 3. grads tidspolynomium**



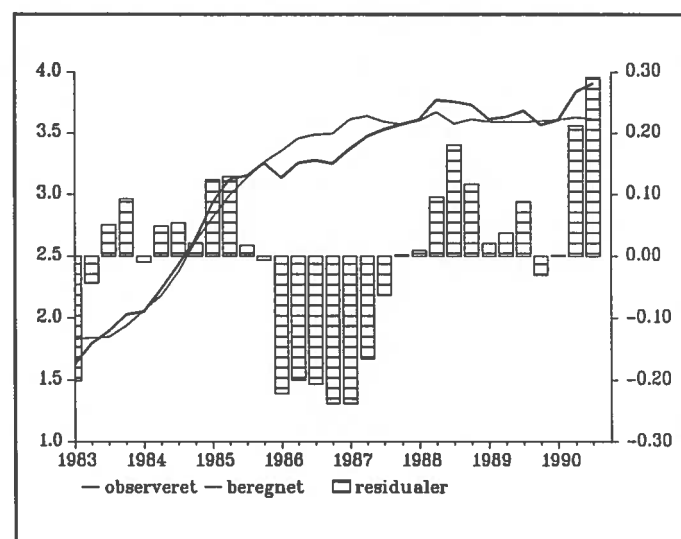
I estimation 5 og 6, hvor den logistiske trends øvre og nedre grænser estimeres, er der konvergensproblemer, hvilket giver udslag i en enorm spredning til parameterestimererne. Tredje grads polynomiet kommer signifikant ind i relation 7 og 8. Generelt ser det ud til, at trenden æder noget af rentespændskoefficienten. De interessante relationer at sammenligne er 4 og 8. De har omtrent samme forklaringsgrad, medens relation 8 har den højeste rentefølsomhed og det laveste konstantled. Figur 7 taget i betragtning må tredje grads polynomiet siges at være det bedste bud på en trend i  $Wfbz$ -relationen.

Selv om indtrængningskurven har en betydelig intuitiv appeal, må resultaterne betragtes som skuffende sammenlignet med (log-) ændringsspecifikationerne. Begrundelsen er nok, hvad de estimerede indtrængningskurver også viser, at en betydelig del af indtrængningen finder sted i 1983 og 1984, og en ændringsspecifikation kan derfor lige så godt eller bedre forklare udviklingen siden 1. kvartal 1985.

Figur 8: Residualplot for relation 8 med 3. grads tidspolynomium



Figur 9: Residualplot for relation 4 med logistisk trend



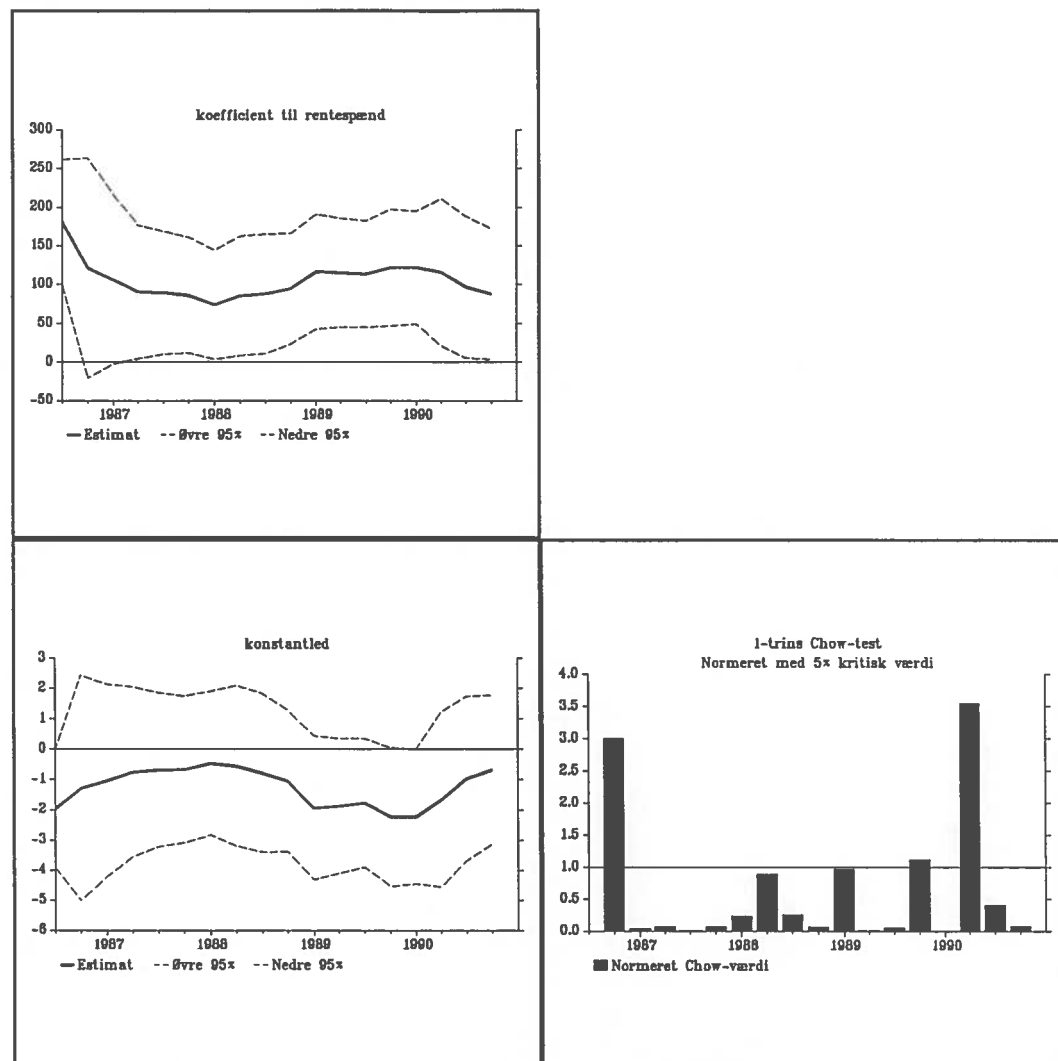
## 9. Parameterstabilitet

Figurerne 10 til 13 viser parameterstabilitet og Chow-test for relation I og relation O med  $dWfbz$  som regressand (jf. tabel 3a og 3b), det vil sige med den forventede valutakurs henholdsvis som en AR(2)-proces og estimeret ved en valutakursmodel, hvor koefficienten til differensen mellem danske og tyske forbrugerpriser i første estimationstrin af Engle-Grangers 2-trinsproceduren bindes til 1.

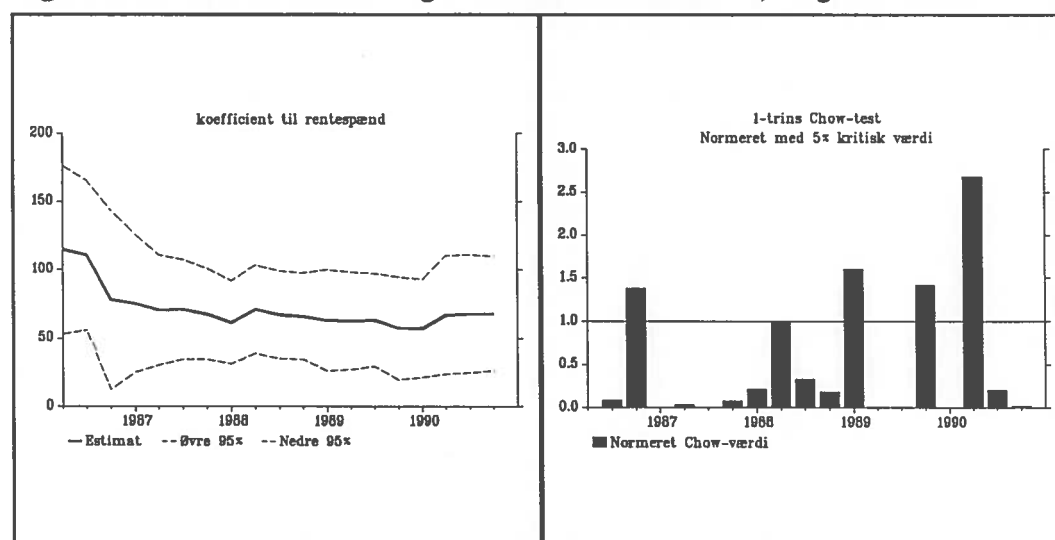
Koefficienternes spredning er stor og med en kedelig tendens til at blive større i sidste halvdel af estimationsperioden. Koefficienterne til relation O med valutakursforventningsdannelsesmodellen er mere stabile end koefficienterne til relation I. Tillige er konstantleddet pænere i relation O da det er tættere på nul. For origoestimationerne gælder, at begge relationer udviser en mere stabil rentespændskoefficient.

Chow-testet angiver strukturelt brud i flere kvartaler.

**Figur 10: Parameterstabilitet og Chow-test for relation I**

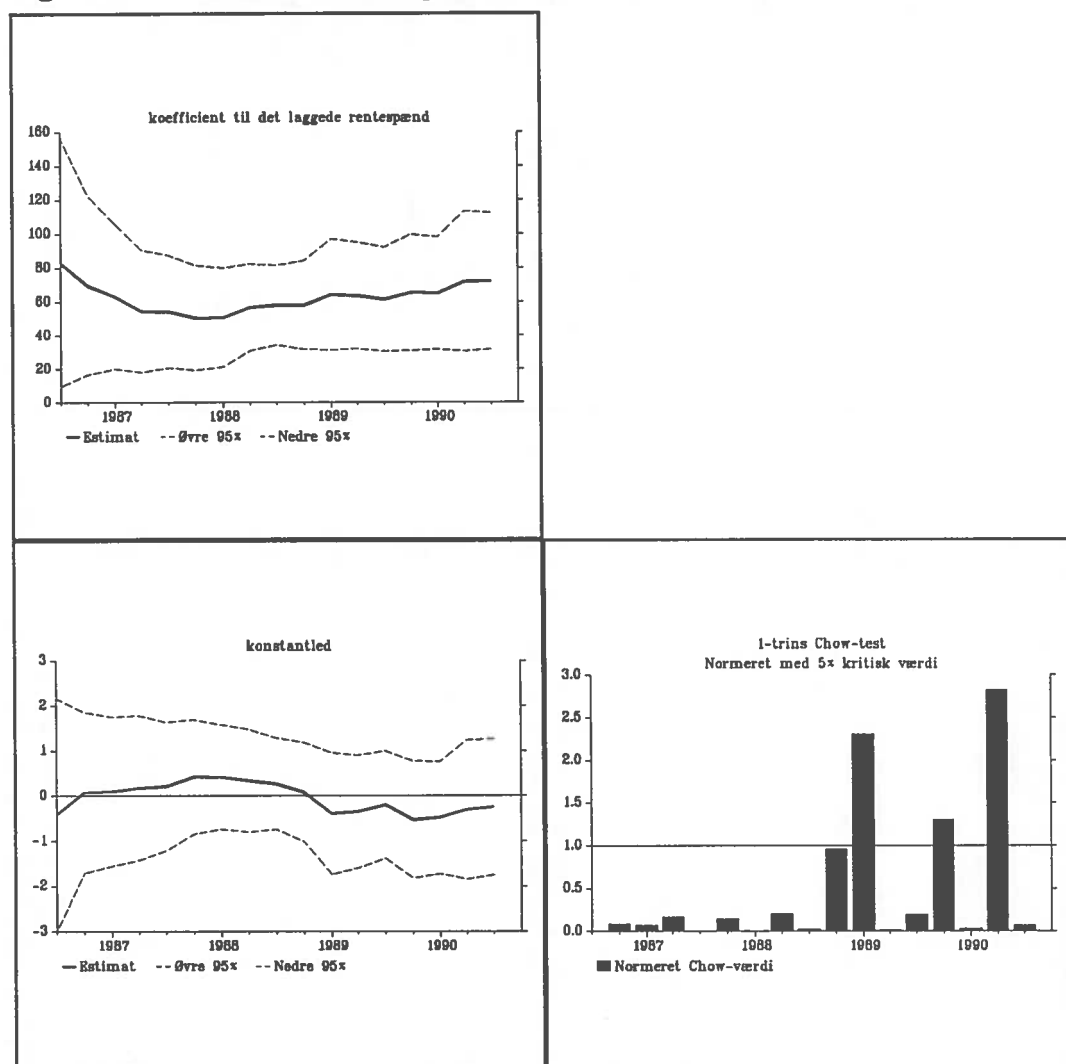


**Figur 11: Parameterstabilitet og Chow-test for relation I, origoestimation**

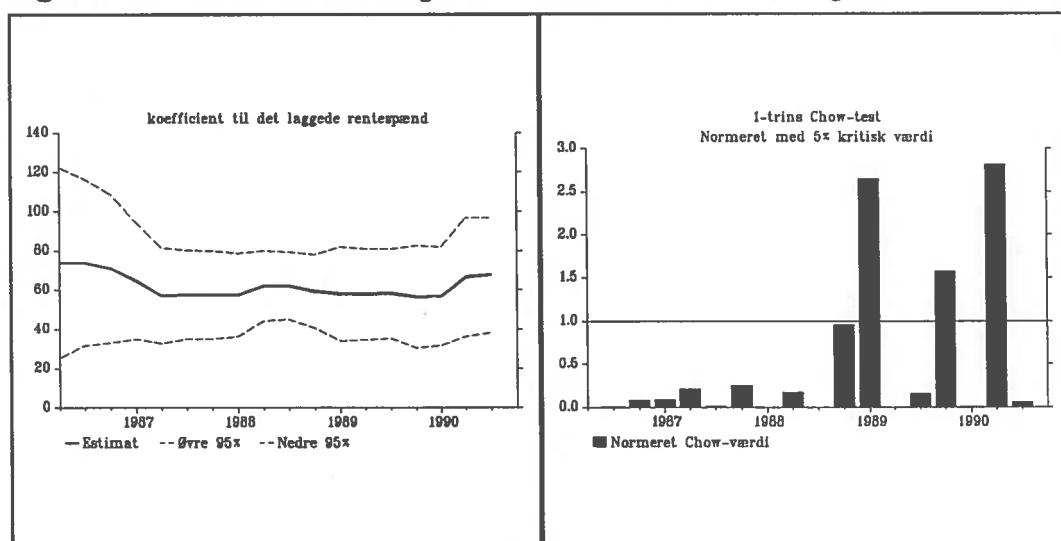




Figur 12: Parameterstabilitet og Chow-test for relation O



Figur 13: Parameterstabilitet og Chow-test for relation O, origoestimation



## 10. Afsluttende bemærkninger

Det kan konkluderes, at den valutakurskorrigerede tyske obligationsrente i fremtiden skal indgå i rentespændet i stedet for den valutakurskorrigerede tyske pengemarkedsrente. Inddragelsen af ekstra ni kvartaler i estimationsperioden fører til en lavere rentespændskoefficient, hvis der sammenlignes med den nuværende relation med dummy; men til gengæld har det medført et lavt konstantled. Dette kan for estimationer med valutakursforventningsdannelsesmodellen fjernes uden nogen synderlig effekt på estimationsresultaterne.

Der er tegn på, at det er mere rimeligt med en (semi) logaritmisk specifikation, og ved at bruge  $D\log(Wfbz)$  som regressand fås rentekoefficienter, der er en smule større end med  $DWfbz$  som regressand. Interessant er det, at estimationsperioden kan udvides til 1983.1 til 1990.4 uden at rentekoefficienten reduceres væsentligt. Estimeres som nu over perioden 1985 1. kvartal til 1990 4.kvartal fås rentekoefficienter, der er lidt større end for den udvidede estimationsperiode, men stadig ligger under den nuværende rentekoefficient med dummy; men betydeligt over den nuværende relation uden dummy.

Da hverken estimationerne med andre forventningsdannelsesmekanismer (jf. afsnit 7a) eller estimationerne med indtrængningskurve giver noget brugbart, må valget vel stå mellem den semilogaritmiske specifikation med  $D\log(Wfbz)$  som regressand (relation 8 i tabel 6) og specifikationen med  $DWfbz$  som regressand (relation O i tabel 3b), begge med valutakursforventningsdannelsesmodellen, hvor priserne er bundet til 1 i kointegrationsligningen (pcp43).

Der tilbagestår dog en lidt mere detaljeret analyse, af lagstrukturen med disse alternative forventningsdannelsesmekanismer.

Generelt må det betragtes som utilfredsstillende, at der ikke er en hurtigere og kraftigere reaktion på ændringer i rentespænd og valutakursforventninger. Det opmuntrende i ovenstående analyse er, at det er lykkedes at komme af med en helt ubegrundet dummy, samt at det langsigtede ligevægtsrentespænd, korrigeret for valutakursforventninger, nu uden videre kan sættes til 0, det er både økonomisk og statistisk insignifikant.

**Bilag 1: Reestimation af de valgte valutakursforventningsdannelsesmodeller****Bilagstabel 1a: Kointegrationsammenhænge, statisk estimation, forbrugerpriser**

	lpcp	lpcpdm	iwmm	iwdm	iwbz	iwbdm	DF <sup>15</sup>	SE%
CPI-24	(0.93	-0.93)	--	--	(0.52	-0.52)	-2.28	2.55
CPI-26	(1.00	-1.00)	--	--	(0.78	-0.78)	-2.50	2.72
CPI-43	(1.00	-1.00)	--	--	--	--	-1.06	--

**Bilagstabel 1b: Kointegrationsammenhænge, statisk estimation, timeløn**

	llna	llnadm	iwmm	iwdm	iwbz	iwbdm	DF <sup>16</sup>	SE%
LNA-24	(1.22	-1.22)	--	--	(0.51	-0.51)	-4.05	2.15
LNA-26	(1.00	-1.00)	--	--	(-0.09	-0.09)	-2.47	3.26
LNA-43	(1.00	-1.00)	--	--	--	--	-2.28	--

**Bilagstabel 1c: Estimationsresultater, Engle-Granger 2-trinsprocedure, forbrugerpriser<sup>17</sup>**

	dlewdmi	dsiwmm	dsiwbz	ddlp	denly	EC-led	SE%
CPI-24	0.51	0.05	-1.01	0.31	1.06	-0.54	1.03
CPI-26	0.49	0.01	-0.79	0.32	1.14	-0.37	1.06
CPI-43	0.50	0.01	-0.69	0.35	1.06	-0.16	1.08

**Bilagstabel 1d: Estimationsresultater, Engle-Granger 2-trinsprocedure, timeløn<sup>18</sup>**

	dlewdmi	dsiwmm	dsiwbz	ddlna	denly	EC-led	SE%
LNA-24	0.49	0.08	-0.64	0.08	0.60	-0.53	1.12
LNA-26	0.49	0.15	-0.98	0.07	0.41	-0.46	1.10
LNA-43	0.49	0.15	-1.02	0.05	0.42	-0.48	1.09

<sup>15</sup> Dickey- Fuller test af residualerne<sup>16</sup> Dickey- Fuller test af residualerne<sup>17</sup> Alle regressorer med undtagelse af ddp er lagget én periode; ddp er lagget to perioder.<sup>18</sup> Alle regressorer med undtagelse af ddp er lagget én periode; ddp er lagget én og to perioder.

**Bilag 2: Dokumentation af variabler brugt i valutakursforventningsdannelsesmodellen.**

Ved de variabler, hvor der ikke er oplysninger om kilde, er denne FINBK.

<i>ewdmi</i>	= DKK/DEM kursen målt som indeks med gennemsnit 1985 lig 1
<i>pcp</i>	= dansk forbrugerprisindeks, gennemsnit 1980 lig 1 Kilde: gennemsnit af den månedlige DSTB serie s2301100001
<i>pcpdm</i>	= tysk forbrugerprisindeks, gennemsnit 1908 lig 1 Kilde: International Financial Statistics, serie 64 (Consumer Prices)
<i>lna</i>	= timeløn i fremstillingsvirksomhed i Danmark Kilde: gennemsnit af den månedlige DSTB serie s7001001001
<i>lnadm</i>	= timeløn i fremstillingsvirksomhed i Tyskland Kilde: gennemsnit af den månedlige DSTB serie s7001001005
<i>denly</i>	= kvartalsvis ændring i betalingsbalancens løbende poster i procent af BNP Beregning: $denly = -d(betbal/(yy*fy*1000))$
<i>dlewdmi</i>	= den procentvise kvartalsvise ændring i DKK/DEM kursen omregnet til årsrate
<i>siwmm</i>	= rentespænd for pengemarkedsrenter, $siwmm = iwmm - iwdm$
<i>siwbz</i>	= rentespænd for obligationsrenter, $siwbz = iwzb - iwbdm$
<i>ddlp</i>	= forskelle i inflationsrater mellem Danmark og Tyskland målt på forbrugerprisindekset, gennemsnit 1985 lig 1, omregnet til årsrate $ddlp = dlpcp - dlpcdm$
<i>ddlna</i>	= forskelle i inflationsrater mellem Danmark og Tyskland målt på timelønsindekset omregnet til årsrate, $ddlna = dllna - dllnadm$
<i>EC-led</i>	= fejlkorrektionsled, residualerne fra de enkelte cointegrations estimationer