

Rentestrukturen på det danske pengemarked

Tom Engsted og Carsten Tanggaard

Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: The term structure of Danish money market interest rates is analyzed for the period 1983-1993. The spread between 3- and 1-month money market rates significantly predict future interest rate changes in the direction implied by the classical expectations hypothesis, especially in periods with high interest rate volatility. Furthermore, evidence is found of long run one-way causality from German interest rates to Danish interest rates, which suggests that Danish monetary policy is dominated by German monetary policy in the long run.

1. Introduktion

Det danske pengemarked var i 1980'erne underlagt store forandringer. For det første liberaliseringen af kapitalbevægelserne i første halvdel af 1980'erne, der medførte, at den danske rente blev tættere knyttet til renten i udlandet (specielt den tyske rente), ligesom det pengepolitiske råderum blev indsnævret. For det andet ændringen i pengepolitikken i august 1985, hvor afskaffelsen af *lånerammesystemet* og Nationalbankens kontrol med pengeinstitutternes udlån blev erstattet med først et system indeholdende bl.a. salg af belånbare *indlånsbeviser*, senere et system med ubegrænset adgang til indlån på *foliekonto*, og endelig fra april 1992 et system med salg af *indskudsbeviser*. Groft sagt kan perioden op til august 1985 karakteriseres ved styring af pengemængden, mens perioden efter august 1985 kan karakteriseres ved styring af pengemarkedsrenten.¹ Dette skift i pengepolitikken indebar en væsentlig formindskelse i volatiliteten i pengemarkedsrenten, jfr. figur 1, hvilket også var tilsigtet. Perioden fra august 1985 til september 1992 kan karakteriseres ved en rolig og forholdsvis stabil renteutvikling. Perioden efter september 1992 er derimod karakteriseret ved en voldsom forøget volatilitet som følge af diverse valutakriser.

Disse ændringer i pengepolitikken og valutaforholdene må formodes at have haft væsentlig indflydelse på rentedannelsen i pengemarkedet. I denne artikel foretager vi en analyse af udviklingen i rentestrukturen på det danske pengemarked for perioden januar 1983 til september 1993, med anvendelse af ugentlige observationer for 1- og 3-måneders pengemarkedsrenter. Udover at give information om pengemarkedets (in)effektivitet, vil en sådan analyse have interesse for de pengepolitiske myndigheder i og med at rentestrukturen er central i forbindelse med forståelsen af pengepolitikens

1. For en mere detaljeret beskrivelse af udviklingen på det danske pengemarked, se Nielsen (1992).

Rentestrukturen på det danske pengemarked

Tom Engsted og Carsten Tanggaard

Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: The term structure of Danish money market interest rates is analyzed for the period 1983-1993. The spread between 3- and 1-month money market rates significantly predict future interest rate changes in the direction implied by the classical expectations hypothesis, especially in periods with high interest rate volatility. Furthermore, evidence is found of long run one-way causality from German interest rates to Danish interest rates, which suggests that Danish monetary policy is dominated by German monetary policy in the long run.

1. Introduktion

Det danske pengemarked var i 1980'erne underlagt store forandringer. For det første liberaliseringen af kapitalbevægelserne i første halvdel af 1980'erne, der medførte, at den danske rente blev tættere knyttet til renten i udlandet (specielt den tyske rente), ligesom det pengepolitiske råderum blev indsnævret. For det andet ændringen i pengepolitikken i august 1985, hvor afskaffelsen af *lånerammesystemet* og Nationalbankens kontrol med pengeinstitutternes udlån blev erstattet med først et system indeholdende bl.a. salg af belånbare *indlænsbeviser*, senere et system med ubegrænset adgang til indlån på *foliekonto*, og endelig fra april 1992 et system med salg af *indskudsbeviser*. Groft sagt kan perioden op til august 1985 karakteriseres ved styring af pengemængden, mens perioden efter august 1985 kan karakteriseres ved styring af pengemarkedsrenten.¹ Dette skift i pengepolitikken indebar en væsentlig formindskelse i volatiliteten i pengemarkedsrenten, jfr. figur 1, hvilket også var tilsigtet. Perioden fra august 1985 til september 1992 kan karakteriseres ved en rolig og forholdsvis stabil renteudvikling. Perioden efter september 1992 er derimod karakteriseret ved en voldsom forøget volatilitet som følge af diverse valutakriser.

Disse ændringer i pengepolitikken og valutaforholdene må formodes at have haft væsentlig indflydelse på rentedannelsen i pengemarkedet. I denne artikel foretager vi en analyse af udviklingen i rentestrukturen på det danske pengemarked for perioden januar 1983 til september 1993, med anvendelse af ugentlige observationer for 1- og 3-måneders pengemarkedsrenter. Udover at give information om pengemarkedets (in)effektivitet, vil en sådan analyse have interesse for de pengepolitiske myndigheder i og med at rentestrukturen er central i forbindelse med forståelsen af pengepolitikken

1. For en mere detaljeret beskrivelse af udviklingen på det danske pengemarked, se Nielsen (1992).

transmissionsmekanisme. Endvidere vil analysen give en indikation af om man kan bruge hældningen på rentekurven til at udlede markedets forventninger til den fremtidige renteutvikling. Udgangspunktet for analysen er den klassiske *forventningsteori* for rentestrukturen iflg. hvilken variationer i den lange rente forklares ved forventede ændringer i fremtidige korte renter. Hvis pengemarkedet er effektivt og risikopræmien konstant indebærer teorien den testbare implikation at forskellen mellem den lange og korte rente, det såkaldte *rentespænd*, er den optimale prediktor af fremtidige ændringer i den korte rente. Et væsentligt element i analysen vil være at undersøge om de ovenfor skitserede ændringer i pengepolitikken og valutaforholdene har haft betydning for rentespændets evne til at prædiktere den korte rente.

Afslutningsvis relaterer vi bevægelserne i den danske pengemarkedsrente til bevægelserne i den tyske rente, for at undersøge om den danske pengepolitik har været domineret af den tyske pengepolitik.

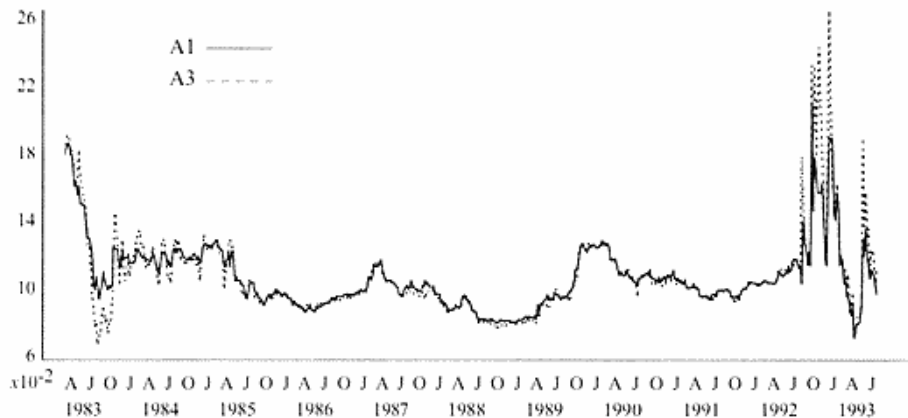
Siden Elsebeth Rygners klassiske rentestrukturartikel i Nationaløkonomiske Tidsskrift 1979 er der kun publiceret meget få artikler om den danske rentestruktur der har direkte makroøkonomisk og pengepolitisk interesse. I Engsted og Tanggaard (1994b, 1995) analyserer vi *månedsobservationer* af danske nulkupon *obligationsrenter* for perioden 1976-1991. Disse artikler er dog forholdsvis tekniske og medtager ikke pengemarkedsrenter, ligesom den interessante valutakrisep periode 1992-93 ikke analyseres. Nærværende artikel kan siges at supplere ovenstående analyser med anvendelse af *pengemarkedsrenter*, der er mere direkte relaterede til pengepolitikken end obligationsrenter, ligesom valutakursperioden september 1992 til september 1993 medtages i analysen. Endvidere er fremstillingen forsøgt gjort relativt uteknisk.²

Hovedresultaterne kan opsummeres til, at selvom den klassiske forventningshypotese under rationelle forventninger formelt set forkastes af data, indeholder *spændet* mellem 3- og 1-måneders renten betydelig information om den fremtidige renteutvikling, især i perioder med relativt volatile renter. Endvidere peger resultaterne på, at det generelle danske *renteniveau* er kraftigt påvirket af det tyske *renteniveau*, men kun på det lidt længere sigt: Der er en klar én-vejs kausalitet fra tysk til dansk rente på langt sigt, men der er ingen kort-sigts kausalitet.

2. Forventningshypotesen

Lad R_t og r_t være n -periode og m -periode pengemarkedsrenter ($n > m$). Med perfekt substitution mellem de to fordringer og en konstant risikopræmie, vil ligevægt i pengemarkedet være karakteriseret ved at det forventede afkast ved at investere i en n -periode fordring er lige med det forventede afkast ved at investere i successive m -periode fordringer. I lineariseret form giver det følgende model for rentestrukturen (se Campbell & Shiller (1991)):

2. Arbejdsrapportudgaven af denne artikel. Engsted og Tanggaard (1994a), indeholder en mere detaljeret beskrivelse af de anvendte økonometriske teknikker.



Figur 1. 1 og 3 mdr. pengemarkedsrenter.

$$R_t = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t r_{t+mi} + c \quad , \quad k=n/m \tag{1}$$

c er den konstante risikopræmie, og E_t er forventningsoperatoren betinget på information på tidspunkt t .

Den første testbare implikation af (1) er at rentespændet, defineret som $S_t = R_t - r_t$, er den optimale prædikator af fremtidige ændringer i den korte rente. Af (1) følger at rentespændet er givet ved

$$S_t \equiv R_t - r_t = \sum_{i=1}^{k-1} (1-i/k) E_t \Delta_m r_{t+mi} + c \tag{2}$$

hvor Δ_m angiver ændringen i den korte rente over m perioder ($\Delta_m r_{t+m} = r_{t+m} - r_t$). Testet udføres som et test for $\beta=1$ i regressionen

$$X_{t+n-m} = \alpha + \beta S_t + \mu_{t+n-m} \tag{3}$$

hvor

$$X_{t+n-m} = \sum_{i=1}^{k-1} (1-i/k) \Delta_m r_{t+mi} \tag{4}$$

Estimatet på α giver samtidigt et estimat på den ukendte risikopræmie c ($\hat{c} = \hat{\alpha}$).³

3. Da S_t , under rationelle forventninger vil være ukorreleret med forventningsfejlen μ_{t+n-m} kan α og β estimeres konsistent med almindelig OLS. Til gengæld vil μ_{t+n-m} være en glidende gennemsnitsproces af or-

Den anden testbare implikation af (1) er at det »overnormale« afkast ikke må kunne prædikeret på baggrund af information tilgængelig på tidspunkt t . Det overnormale afkast defineres som

$$\varepsilon_{t+n-m} \equiv R_t - \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} r_{t+mi} \quad (5)$$

Denne implikation kan testes ved at regressere ε_{t+n-m} på variable dateret tidspunkt t og tidligere, og teste disse variables forudsigelseskraft. Markedsefficiens indebærer fravær af signifikant forudsigelseskraft.

Iflg. (2) indebærer forventningshypotesen at ændringer i rentekurvens hældning, dvs. S_t , udelukkende afspejler markedets forventning om fremtidige ændringer i den korte rente. Denne implikation kan undersøges ved at estimere en model for ændringen i den korte rente. Udfra denne models parametre kan man generere et forecast af det vægtede gennemsnit af fremtidige ændringer i den korte rente. Hvis forventningshypotesen holder vil dette forecast være lig med S_t , jfr. (2). Campbell & Shiller (1991) har foreslået at man tester denne implikation ved at estimere en såkaldt Vektor-Auto-Regressiv (VAR) model for Δr_t og S_t , og dernæst genererer et VAR forecast, S_t^* af højresiden i (2). Dette VAR forecast kaldes det »teoretiske« rentespænd fordi det angiver det rentespænd, der vil være i markedet, hvis forventningshypotesen holder eksakt. Ved at plotte S_t og S_t^* sammen i et diagram kan man få en indikation af i hvor høj grad markedet på rationel vis har inkorporeret den forudsigelige variation i de fremtidige korte renter i dannelsen af den lange rente. En høj grad af samvariation i S_t og S_t^* afspejler at markedet i dannelsen af den lange rente på rationel vis har inkorporeret den forudsigelige variation i de fremtidige korte renter, og at tidsvarierende risikopræmier udgør en forsvindende eller begrænset effekt i rentedannelsen. En lav grad af samvariation afspejler *ir*-rationelle forventninger og/eller at tidsvarierende risikopræmier har stor effekt i rentedannelsen.

Det ses at denne grafiske sammenligning af S_t og S_t^* giver et nyttigt værktøj til en uformel vurdering af hvor *økonomisk* vigtige eventuelle *statistisk* signifikante afvigelser fra forventningshypotesen er.

3. Empiriske resultater

Datamaterialet består af 1- og 3-måneders pengemarkedsrenter på ugebasis⁴ fra

den $n-m-1$, hvilket der skal korrigeres for i estimationen af parametrenes standardafvigelser. I den empiriske analyse i afsnit 3 foretages denne korrektion med metoderne beskrevet i Newey and West (1987), hvilket har den yderligere fordel, at der samtidig korrigeres for evt. heteroscedasticitet.

4. dvs. $n=13$ og $m=4,333$ sådan at $k=3$. Ved implementeringen af (3) og (5) afrundes $t+m$ til $t+4$ og $t+2m$ til $t+9$.

Tabel 1. Test for rentespændets forudsigelseskraft.

	$X_{t+9} = \alpha + \beta(R_t - r_t) + \mu_{t+9}$		
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2
1983:1-1985:30	-0.0043 (.0027)	.871 (.196)	.398
1985:31-1992:38	-0.0002 (.0005)	.578 (.244)	.075
1992:39-1993:39	.0100 (.0115)	.842 (.145)	.320

Note: Tallene i parentes angiver heteroskedasticitets- og autokorrelationskonsistente standardafvigelser.

starten af januar 1983 til slutningen af september 1993.⁵ Kilden er *Statistiske Efterretninger. Penge og Kapitalmarked*. Analyserne i de følgende afsnit gennemføres på tre delperioder. Første delperiode er januar 1983 til slutningen af juli 1985. Denne periode er karakteriseret ved pengemængdestyring og dermed relativt volatile pengemarkedsrenter. Anden delperiode er starten af august 1985 til midten af september 1992, hvor Nationalbanken foretager en mere direkte styring af renten. Sidste delperiode går fra midten af september 1992 til slutningen af september 1993. Denne periode er karakteriseret ved stor rentevolatilitet, som følge af valutakriserne i september/oktober 1992 og februar/juli 1993, og en stram mængdemæssig styring af pengeinstitutternes likviditet.

Tabel 1 indeholder testene for rentespændets evne til at prediktere fremtidige ændringer i den korte rente.⁶ Analysen gennemføres separat på de tre delperioder defineret tidligere. I den første delperiode frem til slutningen af juli 1985 har S_t betydelig forudsigelseskraft m.h.t. fremtidige renteændringer. β -estimatet er stærkt signifikant forskellig fra 0, men ikke signifikant forskellig fra 1 (værdien under forventningshypotesen), og R^2 er relativt høj, 0.398. Fra og med august 1985 foretager Nationalbanken en mere detaljeret styring af pengemarkedsrenten, hvor hensigten bl.a. er at formindske de kortsigtede udsving i renterne (jfr. *Nationalbankens Årsberetning 1985*, pp. 49). Mankiw & Miron (1986) har argumenteret for, at hvis en centralbanks målsætning er at stabilisere udsvingene i den korte rente, da vil denne udvikle sig som en *random walk*, hvorved renteændringer bliver uforudsigelige. Resultaterne fra den an-

5. Der er 11 manglende observationer i datamaterialet som følge af helligdage. Disse er fyldt ud ved simpel interpolation. Da der er ialt 560 observationer har disse 11 »huller« ingen praktisk betydning.

6. En nødvendig betingelse for at den statistiske analyse kan gennemføres med traditionelle statistiske teknikker er at rentespændet og renteændringer er stationære processer. Der er derfor testet for ikke-stationaritet af S_t og Δr_t . Testene afviser klart at disse to variable skulle være ikke-stationære.

Tabel 2. Test for uforsigelighed af det overnormale afkast.

	I_1	I_2	I_3
1983:1-1985:30	3.621 (.164)	157.524 (.000)	57.350 (.000)
1985:31-1992:38	16.845 (.000)	66.842 (.000)	95.191 (.000)
1992:39-1993:39	.736 (.692)	93.565 (.000)	67.719 (.000)

Note: Teststørrelserne er χ^2 fordelte med hhv. 2, 6, og 10 frihedsgrader for informationssættene, I_1 , I_2 og I_3 . Tallene i parentes er kritiske signifikansniveauer.

den delperiode understøtter kun delvist denne hypotese. For perioden august 1985 til september 1992, hvor Nationalbanken havde held til at stabilisere udsvingene i renterne, falder rentespændets forudsigelseskraft betydeligt (R^2 er faldet til 0,075), men β -estimatet er stadig signifikant forskellig fra 0 på et 5% niveau.

Perioden efter september 1992 er igen karakteriseret ved en betydelig rentevolatilitet som følge af valutakriserne, hvor pengemarkedsrenten i flere omgange blev hævet for at støtte kronen. I denne periode genvinder S_t sin stærke forudsigelseskraft. β -estimatet er stærkt signifikant forskellig fra 0 og ikke signifikant forskellig fra 1, og R^2 er lig med 0,320. Estimatet på risikopræmien er i ingen af de 3 delperioder signifikant forskellig fra 0.

I tabel 2 testes formelt implikationen under forventningshypotesen med rationelle forventninger og konstant risikopræmie, at det »overnormale« afkast, givet ved (5) er uforudsigelig på basis af information tilgængelig på tidspunkt t . Hypotesen testes med tre forskellige informationssæt: $I_1 = \{\Delta r_t, S_t\}$, $I_2 = \{\Delta r_{t-i}, S_{t-i}, i=0, \dots, 2\}$, og $I_3 = \{\Delta r_{t-i}, S_{t-i}, i=0, \dots, 4\}$. Som det ses forkastes hypotesen overvældende i alle tre delperioder med informationssættene I_2 og I_3 . Dette indebærer, at markedet ikke har fuldt rationelle forventninger og/eller tilstedeværelsen af tidsvarierende risikopræmier.

For at vurdere den økonomiske betydning af disse statistisk signifikante afvigelser fra forventningshypotesen estimeres sluttelig VAR modeller for Δr_t og S_t ud fra hvilke det »teoretiske« rentespænd S_t^* genereres. Tabel 3 viser korrelationen mellem – og forholdet mellem standardafvigelserne på det faktiske og teoretiske rentespænd, og figurerne 2 til 4 viser plots af de to rentespændsvariable. Det ses at der i alle tre delperioder er en meget høj grad af samvariation mellem S_t og S_t^* . Graden af samvariation er dog lidt lavere i den anden delperiode sammenlignet med den første og tredje delperiode. Den høje grad af samvariation indikerer at forventningshypotesen har et betydeligt empirisk indhold på trods af den formelle forkastelse i tabel 2.

Resultaterne i dette afsnit kan opsummeres på den måde, at selvom den »rene« forventningshypotese med rationelle forventninger og konstant risikopræmie forkastes af

Tabel 3. Grad af samvariation mellem faktisk og teoretisk rentespænd.

	korrelation(S_t, S_t^*) $\sigma(S_t^*)/\sigma(S_t)$	
1983:1-1985:30	.970	.813
1985:31-1992:38	.795	.800
1992:39-1993:39	.937	1.018

Note: Tallene i første og anden søjle angiver hhv. korrelationskoefficienten mellem – og forholdet mellem standardafvigelserne på de to rentespænds-variable.

data, indeholder hældningen på rentekurven betydelig forudsigelseskraft m.h.t. den fremtidige renteutvikling, især i perioder med stor rentevolatilitet. Rentespændet er meget højt korreleret med et VAR-forecast af et vægtet gennemsnit af fremtidige ændringer i den korte rente, hvilket kan tages som udtryk for at hovedparten af variationen i S_t afspejler rationelt forventet fremtidig renteændringer. Der er dog stadig, især for delperioden august 1985 – september 1992, en del af variationen i S_t , der ikke kan tilskrives rationelt forventede fremtidige renteændringer.⁷

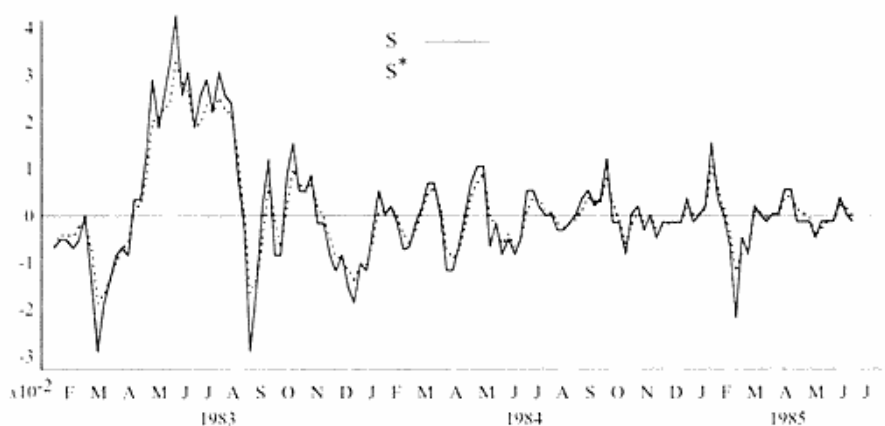
Resultaterne falder fint i tråd med de resultater som bl.a. Hardouvelis (1994) for nylig har præsenteret med rentestrukturdata fra G7-landene. Han finder at den klassiske forventningshypotese, med få undtagelser, giver en, ikke perfekt, men alligevel ret præcis beskrivelse af rentestrukturen.

4. Den danske rentes afhængighed af den tyske rente

I de foregående afsnit har vi analyseret spændet mellem 3- og 1-måneders renterne (rentestrukturen), for et givet generelt renteniveau. Det er imidlertid også interessant at undersøge, hvad der betinger dette generelle niveau for renterne. I den klassiske teori (Irving Fisher) for en lukket økonomi vil det nominelle renteniveau være bestemt af den forventede inflationstakt, sådan at man kan sige, at Fisher-hypotesen forklarer det generelle renteniveau, mens forventningshypotesen dernæst, givet dette niveau, forklarer spændet mellem lang og kort rente.

For en lille åben økonomi som den danske, med relativt frie kapitalbevægelser, vil renten derimod snarere være bestemt af renten i udlandet, korrigeret for den forventede valutakursændring, eller, hvis der føres en troværdig fastkurspolitik, af den gennemsnitlige udenlandske inflationstakt, se Andersen (1995). Og spørgsmålet bliver her, om Danmark i en sådan situation overhovedet har en selvstændig rente- og penge-

7. For at undersøge om denne uforklarede variation i S_t kan henføres til tidsvarierende risikopræmier har vi endvidere forsøgt at estimere denne tidsvariation ved en »GARCH-in-mean« model i overensstemmelse med Engle et al. (1987). Resultaterne ser dog ikke særligt plausible ud, se Engsted og Tanggaard (1994a) for detaljer.



Figur 2. Faktisk og teoretisk rentespænd. Januar 1983 til juli 1985.

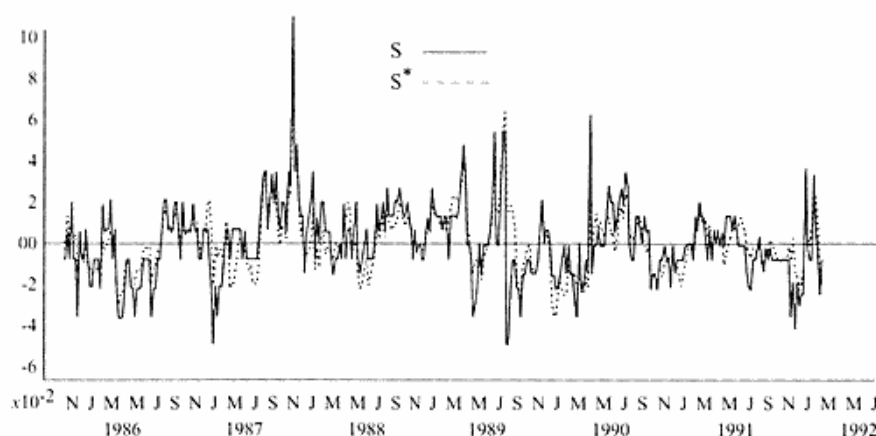
politik. Det er klart, at på kort sigt (dag-til-dag, uge-til-uge) kan Nationalbanken styre pengemarkedsrenten på forskellig måde, f.eks. gennem indskudsbevisrenten, men i relation til emnet for denne artikel er det mere interessant, om Nationalbanken også på det lidt længere sigt har kontrol over pengemarkedsrenten.

Dette spørgsmål hænger snævert sammen med spørgsmålet om »the dominant role of Germany in the EMS«, som har været meget diskuteret i de senere år, se f.eks. Katsimbris and Miller (1993). Spørgsmålet er, om Tyskland har været så dominerende i EMS-samarbejdet, at de omkringliggende landes (herunder Danmarks) pengepolitik har været totalt underlagt Tysklands pengepolitik.

I relation til Danmark er en nødvendig betingelse for tysk dominans, at der er énvejs kausalitet fra tysk til dansk pengepolitik (dvs. ingen kausalitet fra dansk til tysk pengepolitik). Vi vil følge den eksisterende litteratur og undersøge denne hypotese med anvendelse af diverse statistiske kausalitetstests i en fejlkorrektionsmodel, hvor ændringen i den danske henholdsvis tyske rente regresseres på laggede ændringer i dansk og tysk rente, samt det laggede rentespænd mellem Danmark og Tyskland (dvs. en fejlkorrektionsmodel hvor rentespændet udgør fejlkorrektionsleddet):

$$\Delta R_t^{DK} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^l \alpha_{DK,i} \Delta R_{t-i}^{DK} + \sum_{i=1}^l \alpha_{G,i} \Delta R_{t-i}^G + \gamma_{DK} (R_{t-1}^{DK} - R_{t-1}^G) + \varepsilon_{DK,t}$$

$$\Delta R_t^G = \beta_0 + \sum_{i=1}^l \beta_{G,i} \Delta R_{t-i}^G + \sum_{i=1}^l \beta_{DK,i} \Delta R_{t-i}^{DK} + \gamma_G (R_{t-1}^{DK} - R_{t-1}^G) + \varepsilon_{G,t}$$



Figur 3. Faktisk og teoretisk rentespend. August 1985 til september 1992.

Tysk dominans på kort sigt kræver da at $\alpha_{G,i} \neq 0$ og $\beta_{DK,i} = 0$. Tysk dominans på langt sigt kræver at $\gamma_{DK} \neq 0$ og $\gamma_G = 0$.⁸

Da Nationalbanken på *helt kort sigt* har rimelige muligheder for at styre renten, vil vi, i modsætning til analyserne i de foregående afsnit, udføre ovenstående regressioner på *månedstal* i stedet for ugetal. Den danske rente er 3-måneders pengemarkedsrenten, mens den tyske rente er en tilsvarende 3-måneders pengemarkedsrente.⁹ Undersøgelsesperioden går fra august 1985, hvor den danske pengepolitik skifter fra pengemængdestyring til rentestyling, til udbruddet af valutakriserne i september 1992.

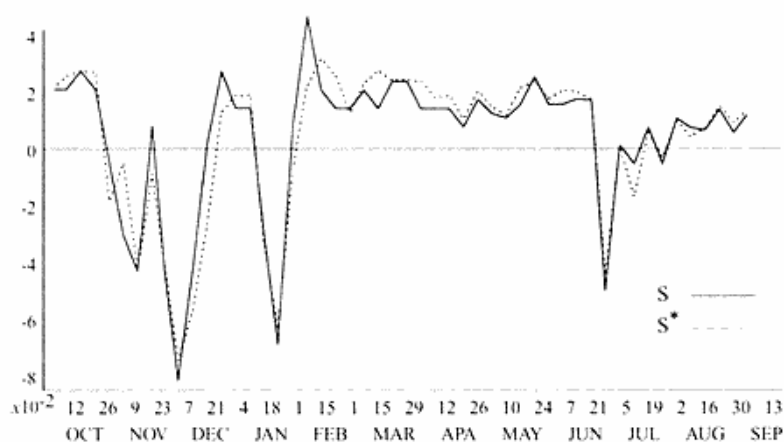
Resultaterne kan hurtigt opsummeres idet kun meget få koefficienter bliver statistisk signifikante i ovenstående regressioner: Ingen af koefficienterne $\alpha_{G,i}, \beta_{DK,i}$ ($i=0, \dots, 4$) er statistisk signifikante på 5% eller 10% niveau, dvs. der er ingen kortsigts kausalitet fra tyske renteændringer til danske renteændringer, eller omvendt. Derimod er γ_{DK} statistisk signifikant på 5% niveau ($\hat{\gamma}_{DK} = -0,038$ med standardafvigelse 0,019), mens γ_G er insignifikant ($\hat{\gamma}_G = -0,017$ med standardafvigelse 0,012), hvilket indebærer en én-vejs langtsigt kausalitet fra tysk til dansk rente. Disse resultater støtter det ofte fremførte synspunkt, at den danske pengepolitik på længere sigt har været underlagt den tyske pengepolitik.

5. Afsluttende kommentarer

På trods af den formelle statistiske forkastelse af forventningshypotesen under rationelle forventninger og konstant risikopræmie peger resultaterne i denne artikel på,

8. I tekniske termer betyder tysk dominans på kort sigt, at ΔR^G Granger-forårsager ΔR^{DK} , mens ΔR^{DK} ikke må Granger-forårsage ΔR^G . Tysk dominans på langt sigt betyder, at R^G er *svagt exogen* for langtsigts parametrene, mens R^{DK} ikke er *svagt exogen*.

9. Indtil januar 1990 er den tyske rente »Rates on 3-month loans«. Derefter »3-month FIBOR rate«. Kilden er *OECD Main Economic Indicators*.



Figur 4. Faktisk og teoretisk rentespænd. September 1992 til september 1993.

at spændet mellem den lange og korte pengemarkedsrente indeholder væsentlig information om den fremtidige renteutvikling, især i perioder med relativt volatile renter. I perioden august 1985 til september 1992, hvor Nationalbanken forsøger en stram styring af den korte rente, falder rentespændets informationsindhold, men har dog stadig signifikant forudsigelseskraft med hensyn til at forudsige fremtidige renteændringer.

Den umiddelbare policy-implication af disse resultater er, at det at rentekurvens hældning indeholder information om den fremtidige renteutvikling, selv i perioder med stram rentestyling, giver empirisk belæg for at anvende rentespændet som en pengepolitisk indikator, hvilket man i f.eks. USA har gjort i udstrakt grad. Siden 1988 har den amerikanske centralbank inkluderet rentespændet i listen af indikatorer, der bruges til at vurdere om den amerikanske pengepolitik er stram eller slap.

I hvor høj grad Nationalbanken rent faktisk er i stand til at kontrollere udviklingen i den korte rente, er et åbent spørgsmål. De empiriske resultater i denne artikel tyder ikke på, at der på kort sigt er kausalitet fra tyske renteændringer til danske renteændringer. Derimod er der en klar langtsigts énvejs kausalitet fra tysk til dansk rente. Dvs. vores pengepolitiske autonomi har været intakt på kort sigt, men ikke på det lidt længere sigt.

I fremtidige forskningsprojekter vil det være oplagt, at undersøge rentespændets generelle evne til at prediktere, ikke blot fremtidige renteændringer, men også ændringer i den fremtidige *inflationstakt* og i den *realøkonomiske* udvikling.¹⁰ Dette vil bl.a. give et fingerpeg om nyttigheden af at anvende finansielle variable som ledende indikatorer for den fremtidige økonomiske udvikling.

10. Sådanne studier findes allerede på amerikanske data, se f.eks. Mishkin (1990) og Estrella and Hardouvelis (1991).

Litteratur

- Andersen, T.M. 1995. Disinflationary stabilization policy – Denmark in the 1980's. I: Giovannini, A. (ed.): *Exchange Rate Policies in the Nordic Countries*, Fremkommer.
- Campbell, J.Y. & R.J. Shiller. 1991. Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view. *Review of Economic Studies* 58, 495-514.
- Engle, R.J., D.M. Lilien, & R.P. Robins. 1987. Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model. *Econometrica* 55, 391-407.
- Engsted, T. & C. Tangaard. 1994a. Rentestrukturen på det danske pengemarked. *Skriftserie D 94-1*, Handelshøjskolen i Århus.
- Engsted, T. & C. Tangaard. 1994b. A cointegration analysis of Danish zero-coupon bond yields. *Applied Financial Economics* 4, 265-278.
- Engsted, T. & C. Tangaard. 1995. The predictive power of yield spreads for future interest rates: Evidence from the Danish term structure. *Scandinavian Journal of Economics*, 97, 145-159.
- Estrella, A. & G.A. Hardouvelis. 1991. The term structure as a predictor of real economic activity. *Journal of Finance* 46, 555-72.
- Hardouvelis, G.A. 1994. The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries: Is there a puzzle? *Journal of Monetary Economics* 33, 255-88.
- Katsimbris, G.M. & S.M. Miller. 1993. Interest rate linkages within the European monetary system: Further analysis. *Journal of Money, Credit, and Banking* 25, 771-79.
- Mankiw, N.G. & J. Miron. 1986. The changing behavior of the term structure of interest rates. *Quarterly Journal of Economics* CI, 211-28.
- Mishkin, F.S. 1990. The information in the longer maturity term structure about future inflation. *Quarterly Journal of Economics* 55, 815-28.
- Newey W. & K.D. West. 1987. A simple, positive definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703-08.
- Nielsen, P.E. 1992. Det danske pengemarked – udvikling og reform. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 130, 198-205.
- Rygner, E. 1979. Den danske rentestruktur i den forløbne del af 1970'erne. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 117, 91-106.