



NOTAT

Papir A – H-statistikken

Kort Resume

Dette er papir A i serien af analyser vedr. måling af konkurrence i den finansielle sektor.¹

Beregninger på den såkaldte H-statistik (udviklet af Panzar og Rosse (1987)) viser:

1. At konkurrencen i den finansielle sektor er intens sammenlignet med andre danske brancher
2. At konkurrencen blandt danske banker er relativ høj over for banker i udlandet

3. december 2007

Der findes ligeledes indikationer på, at konkurrencen blandt banker i de senere år er intensiveret kraftigt ift. 1990'erne.

Kort fortalt er H-statistikken en måde at anskue, hvorledes prisen/indtjeningen varierer med de omkostningerne. Jo stærkere konkurrence, jo mere vil ændringer i omkostningerne blive afspejlet i prisen/indtjeningen.

Kontakt Niels Storm Stenbæk
Direkte 3370 1105
nst@finansraadet.dk

Journalnr. 913/05
Dok. nr. 183588-v1

Indholdsfortegnelse

Teoretisk udgangspunkt	1
H-statistik	2
Modellens teoretiske baggrund	3
Data og databehandling	8
Estimation	12
Kort om lignende empiriske undersøgelser	14
Resultater - Europæiske bankbrancher	15
Resultater - Danske erhvervsbrancher	18
Appendiks	21
Litteratur	23

Teoretisk udgangspunkt

Måling af konkurrenceintensitet bør i en eller anden grad tage udgangspunkt i sammenhængen mellem efterspørgslen og prisen på markedets produkt. Tolkningen kan ikke alene (eller måske overhovedet ikke?) baseres på en række indikatorer, der ikke entydigt kan linkes til konkurrence.

I et marked med perfekt konkurrence står virksomhederne over for en perfekt elastisk efterspørgsel efter deres produkter, hvor prisen bestemmes af ligevægten mellem udbud og efterspørgsel. Er konkurrencen ikke perfekt, er elasticiteten det heller ikke. Ændrer prisen sig eksempelvis samtidigt med at efterspørgslen til en vis grad forbliver helt uændret, er der indikationer på monopolistiske forhold på det betragtede marked.

¹ Papir B præsenterer en anden metode til beregning af markup i danske brancher ift. DØRS 2005. Papir C viser beregninger på baggrund af Bresnahan-metoden.

Alene fastlæggelse af elasticiteter er derfor et mere sigende tegn på konkurrence end fx tilgangen af nye virksomheder, der som oftest er afhængig af rammevilkår såsom regulering mv. At bestemme efterspørgslen og udbudet er ikke nemt (fx kendes den eksakte omkostningsstruktur ikke). Ofte må man derfor ty til rimelige approksimationer.

I dette papir præsenteres en indikator, der relaterer omkostninger/udbud og prisen. Indikatoren kaldes populært H-statistikken.

H-statistik

Konkurrencen kan indirekte måles i en branche vha. strukturelle modeller. En af måderne (der ikke anvendes af konkurrencemyndighederne herhjemme) er at tilpasse en økonometrisk model til konkurrencesituationen. I dette papir anvendes Panzar og Rosses (1987) tilgang, den såkaldte H-statistik. Kort fortalt forklarer modellen, hvordan indtjening varierer med faktorinputpriserne, når der samtidigt tages højde for andre faktorer, der kan påvirke indtjeningen. Derved kan der testes for monopolistisk adfærd (eller andre markedsmæssige mekanismer). Jo stærkere konkurrencen er, jo mere vil ændringer i omkostningerne afspejles i prisen/indtjeningen.

Konkret testes konkurrencen blandt banker på baggrund af to datakilder. Først sammenlignes

- konkurrenceintensiteten blandt danske banker ift. bankerne i en række europæiske lande (kilden er Bankscope databasen)

Og dernæst

- konkurrenceintensiteten blandt danske banker ift. virksomhederne i andre danske brancher (kilden er Experian/KOB databasen)

Bemærk, at eftersom kilderne til de to analyser er forskellige (og særligt detaljeringsgraden af data), jf. nedenfor, kan niveauet for H-statistikken for bankerne variere fra den ene analyse til den anden. H-statistikken for bankerne skal derfor bruges relativt. Dvs. i det ene tilfælde til sammenligningen med banker i udlandet. Og i det andet tilfælde en sammenligning med andre danske brancher.

Metoden er muligvis ikke lige oplagt at bruge i alle brancher. I nogle brancher er der en meget høj sammenhæng mellem priserne på faktorinput, der vil slå igennem i en høj H-statistik og dermed indikationer på velfungerende konkurrence. Det er fx tilfældet for tankstationer. Prisen på benzin og dermed indtjeningen afspejler i høj grad prisen på råolie.

Forskel i funding af branchens omsætning kan også have betydning, dvs. er virksomhederne primært gælds- eller egenkapitalfinansieret. Førstnævnte vil med denne metode have udgifter, som sidstnævnte gruppe ikke påtager sig pr. definition. Imidlertid medtages en kontrolvariabel for sammensætningen af passiverne, hvormed dette problem anses som mindre aktuelt. Det samme tema er aktuelt for kapitalintensive brancher, hvorfor der medtages en kontrolvariabel for dette.

Modellens teoretiske baggrund

Panzar-Rosse modellen bygger på simpel profitmaksimering i en given virksomhed. Den marginale (log-lineære) omkostningsfunktion har formen

$$\ln MC_{it} = \alpha + \beta_1 \ln Output_{it} + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln W_{j,t} + \sum_{j=1}^n \phi_j \ln X_{\text{cost},j,t} \quad (1)$$

Hvor Output er produktionen, W er faktorinputpriser (m antallet af faktorinput) og X andre eksogent forklarende variable for virksomhed i i periode t .

Den marginale indtjenings funktion antages også log-lineær, dvs.

$$\ln MR_{it} = \gamma + \delta_1 \ln Output_{it} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \ln X_{\text{rev},j,it} \quad (2)$$

Hvor X her er andre eksogent forklarende variable, der kan relateres til den virksomhedsspecifikke efterspørgselsfunktion. For den profitmaksimerende virksomhed er de marginale omkostninger lig den marginale indtjening, hvormed ligevægtsværdien bliver

$$\ln Output^*_{it} = \left(\alpha - \gamma + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln W_{j,it} + \sum_{j=1}^n \phi_j \ln X_{\text{cost},j,it} - \sum_{j=1}^n \lambda_j \ln X_{\text{rev},j,it} \right) / (\delta_1 - \gamma) \quad (3)$$

* indikerer en ligevægt.

Prisen gældende på et givet marked er

$$\ln p^* = \sigma + \sum_i \ln Output^*_{it} \quad (4)$$

Da indtjeningen $R_{it} = Output_{it} \cdot P_{it}$ har vi således med lidt omskrivning

$$\ln R_{it} = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_j \ln W_{j,t} + \phi_j \ln X_{it} + \delta T + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Hvor R er bruttoindtægterne. I dette papir anvendes renteindtægter for udlån og gebyrindtægter, se mere herom senere. T angiver tidspunktet.

W_j er aflønningsfaktorerne, fx prisen på arbejdskraft, kapital mv. Jf. tabellen nedenfor, varierer valget af W_i med, om der beregnes på europæiske bankmarkeder eller på danske brancher. Primært pga. forskelle i de informationer, der ligger i de to databaser. Men metodens tilgang tillader også en modellering, der afspejler strukturelle forhold, afhængig af om der sammenlignes mellem banker, eller mellem virksomheder generelt.

Oversigt 1: Aflønningsfaktorerne i Panzar-Rosse modellen

<i>X for modellen baseret på europæiske bankmarkeder</i>	<i>X for modellen baseret på danske brancher</i>
--	--

Variabel	Beskrivelse	Variabel	Beskrivelse
W_1	En proxy for input prisen på kapital (indlån, dvs. en funding rente). Forholdet mellem brutto renteudgifter og de totale indlån, gæld til kreditinstitutioner og centralbanker, samt udstedte obligationer (passivside)	W_1	Forholdet mellem brutto renteudgifter og den samlede gæld
W_2	En proxy for input prisen på arbejdskraft. Forholdet mellem udgifter til personale og den samlede balance	W_2	Forholdet mellem udgifter til personale og antal ansatte
W_3	En proxy for input prisen på drift og udstyr/fast real kapital. Forholdet mellem udgifter til drift og administration og balancen*	W_3	Forholdet mellem afskrivninger og vareforbrug over den samlede balance

* for Frankrig kun udgifter til administration

Bemærk, at mange andre studier hidtil har estimeret R som prisen (fx forholdet mellem brutto renteindtægter og balancen, og dermed en proxy for output prisen på et udlån) og ikke indtjeningen. Bikker m.fl. (2006a) viser, at det kan resultere i overvurdering af graden af H -statistikken og dermed konkurrencen. Der er med andre ord en bias mod $H=1$.²

Af samme årsag bør man heller ikke medtage variable på højresiden, der fungerer som en indikator for størrelse (og dermed skalafordele etc.). Fx må den rene balance helst ikke indgå, da vi i så fald igen transformerer ligningen til en prisligning og ikke indtjeningsligning som (5), jf.

$$\ln(R) - \ln(balance) = \ln\left(\frac{R}{balance}\right)$$

I en prisligning biaser input priselasticiteterne som nævnt mod 1, hvorfor der er al mulig grund til at modellere en indtjeningsrelation i stedet. PR-tilgangen tillader således ikke, at der tages højde for skalafordele, hvad enten det er i form af antal ansatte, kapitalapparatet eller balancen.

Via (5) er det muligt at teste, i hvilket omfang indtjeningen varierer med aflønningen af produktionsfaktorer.

Lærebogens teori fortæller os, at under fuldkommen konkurrence vil en stigning i input priser hæve de marginale omkostninger og indtjening (og prisen) i et 1:1 forhold. Hvis omkostningerne (både de marginale og gen-

² Rent faktisk kan det vises, se Bikker m.fl. (2006a), at en estimation på prisen ikke er en mis-specifikation, hvis det underliggende marked vel og mærke er præget af fuldkommen konkurrence. Men er der i stedet oligopol eller monopol opstår biasen.

nemsnitlige) skydes 1 pct. op, vil det ikke ændre minimumspunktet på den gennemsnitlige omkostningskurve (AC). I en langsigts ligevægt under fuldkommen konkurrence producerer virksomheder i dette minimum, dvs. produktionen ændres ikke. Da prisen dog er lig minimum på AC kurven, må prisen også stige 1 pct., hvilket medfører, at indtjeningen må øges med 1 pct., se figur 1. Under monopol kan det vises³, at en stigning i input priser (og dermed marginalomkostningerne) vil reducere ligevægts output mængden, samt indtjeningen. Se også figur 2, hvor implikationen er den samme, da monopolisten altid vil producere, hvor $MR > 0$.

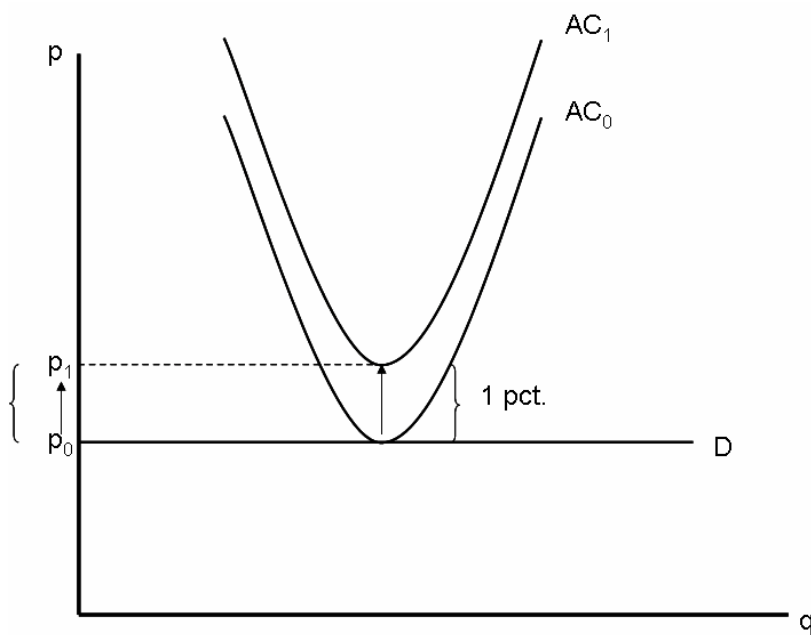
Side 5

Journalnr. 913/05

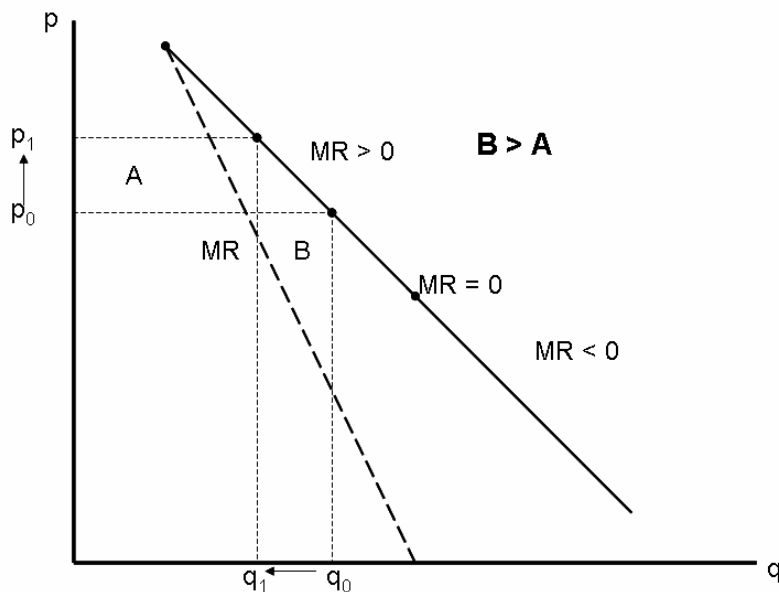
Dok. nr. 183588-v1

Figur 1: Ændring i prisen under fuldkommen konkurrence

³ Se fx Panzar og Rosse (1987) for et (ikke-parametrisk) bevis herfor.



Figur 2: Ændring i prisen under monopol



Med andre ord er H-statistikken så defineret ved summen af elasticiteterne mellem indtjening og faktorinputomkostningerne, eller

$$H = \sum_i^m \beta_i \quad (6)$$

H-statistikken er således et mål for hvordan en ændring i faktorinputpriserne vil føre til en ændring i (ligevægts) indtægterne. Det gælder, at

- $H \leq 0$ indikerer et monopol
- $0 < H < 1$ indikerer oligopol

$H = 1$ indikerer fuldkommen konkurrence

Side 7

Dermed sagt, at hvis hver af inputpriserne øges med 1 pct., og indtjeningen tilsvarende vokser med 1 pct., så er der indikationer på fuldkommen konkurrence.

Journalnr. 913/05

Dok. nr. 183588-v1

Eftersom modellen bygger på langsigtsligevægt (hermed sagt, at denne tilgang antager, at virksomheder opererer i en fase, der kan karakteriseres ved en ligevægt), er modellen mindre egnet på fx transitionsøkonomier. For at teste en af de underliggende antagelser (ligevægt på langt sigt) estimeres som en tilføjelse

$$\ln EKF_{it} = \alpha + \sum_i^m \beta_i \ln W_{i,it} + \phi_j \ln X_{j,it} + \delta T + \varepsilon_{it}$$

hvor EKF er egenkapitalforrentningen. I en langsigtsligevægt burde afkast mellem virksomheder være det samme, og egenkapitalforrentningen derfor ukorreleret med inputpriserne. Dvs.

$$H_{\text{ligevægt}} = \sum_i^m \beta_i$$

burde være lig nul. X er en række karakteristikvariable på individuelt virksomhedsniveau, der kan tænkes at spille en rolle på indtjeningen. Af boksen herunder fremgår valget af X afhængig af, om der sammenlignes med udenlandske banker eller danske virksomheder.

Oversigt 2: De eksogene variable i Panzar-Rosse modellen

<i>X for modellen baseret på europæiske bankmarkeder</i>		<i>X for modellen baseret på danske brancher</i>	
Variabel, der skal fange bankens	Beskrivelse	Variabel, der skal fange virksomhedens	Beskrivelse
Kapitalstruktur	Forholdet mellem bogført egenkapital og balance	Kapitalstruktur	Forholdet mellem egenkapital og balance
Kreditrisiko	Forholdet mellem netto ud-lån og balance	Alder	Virksomhedens alder
Funding mix	Forholdet mellem det totale indlån og den samlede funding	Kapitalintensitet	Forholdet mellem materielle anlægsaktiver og samlede anlægsaktiver (dvs. også immaterielle og finansielle)
Balancesammensætning	Forholdet mellem non earning assets og balancen	Risiko	Forholdet mellem varedebitorer og bruttoomsætning
Skift i indtjeningsstruktur	Forholdet mellem ikke-driftsindtæger og den samlede indtjening	Strukturelle ændringer over tid	Tidsdummy
Indlån struktur	Forholdet mellem cash and due fra banker og de totale indlån	Virksomhedsspecifikke forhold, der ikke tages højde for med andre variable	Fixed effects
Strukturelle ændringer over tid	Tidsdummy		
Virksomhedsspecifikke forhold, der ikke tages højde for med andre variable	Fixed effects		

Side 8

Journalnr. 913/05

Dok. nr. 183588-v1

Anm.: For bankernes vedkommende forsøgte der også med dummyvariable for børsnotering og typen af bank (kommerciel bank, sparekasse mv.). Tilsvarende for danske firmaer med børsnotering, eksportorientering og juridisk ejerform. Pga. af problemer med ikke-singulære matricer måtte dette dog opgives.

Data og databehandling

Til beregning af H-statistikken anvendes to forskellige datakilder.

1. Europæiske Bankmarkeder

Til estimation af H-statistikken på europæiske bankmarkeder anvendes data fra Bureau von Dijk's Bankscope database. Der inddrages kun kommercielle banker, sparekasser og andelsbanker.

Data dækker perioden 1990-2005. Ekstreme observationer elimineres⁴. Grænserne er sat individuelt for hvert land, hvormed der tages højde for strukturelle forskelle landene imellem.

Selv om det af tabellen fremgår, at der er observationer for alle lande, er det ikke givet, at det er tilstrækkeligt til en valid estimation. Det vil fremgå i afsnittet med resultater.

Oversigt 3: Bankscope databasen

Land	Antal banker i Bankscope	Antal banker til estimation	Første regnskabsår	Seneste regnskabsår
ALBANIA	14	1	2003	2004
ANDORRA	8	7	1994	2005
AUSTRIA	299	206	1990	2005
BELARUS	25	4	2002	2004
BELGIUM	158	72	1991	2004
BOSNIA-HERZEGO	35	5	2003	2004
BULGARIA	34	18	2000	2005
CROATIA	62	42	1994	2004
CYPRUS	37	12	1999	2005
CZECH REPUBLIC	47	33	1992	2004
DENMARK	137	92	1993	2005
ESTONIA	18	4	2003	2005
FINLAND	29	12	1993	2005
FRANCE	681	303	1994	2005
GERMANY	2567	2278	1991	2005
GIBRALTAR	6	3	1994	2003
GREECE	37	5	2003	2005
HUNGARY	50	7	2000	2004
ICELAND	46	17	1999	2005
IRELAND	93	33	1992	2005
ITALY	992	716	1990	2005
LATVIA	31	23	1994	2005
LIECHTENSTEIN	15	9	1999	2005
LITHUANIA	14	3	2003	2004
LUXEMBOURG	175	28	1999	2004
MACEDONIA (FYR)	20	1	2003	2004
MALTA	18	8	2002	2005
MOLDOVA REP. O	14	1	2002	2003
MONACO	17	11	1995	2004
NETHERLANDS	130	43	1991	2005

⁴ Som udgangspunkt sættes bagatelgrænsen ved 1- og 99 percentilen.

NORWAY	101	50	1997	2005
POLAND	73	12	2003	2005
PORTUGAL	62	32	1991	2005
ROMANIA	39	10	2003	2004
RUSSIAN FEDERA	834	61	2000	2005
SAN MARINO	5	3	1999	2004
SERBIA	47	4	2003	2004
SLOVAKIA	31	3	2002	2004
SLOVENIA	33	5	2001	2004
SPAIN	215	138	1991	2005
SWEDEN	151	28	1990	2005
SWITZERLAND	680	478	1993	2005
TURKEY	88	9	2003	2004
UKRAINE	61	10	2001	2004
UNITED KINGDOM	605	109	1991	2005

Side 10

Journalnr. 913/05
Dok. nr. 183588-v1

2. Danske Brancher

Regnskaberne, der danner grundlag for beregning af H-statistikken på danske erhverv, er hentet fra Experian databasen⁵.

Data dækker som udgangspunkt perioden 2000-2006, se oversigt 4.⁶ Mange brancher har dog først observationer fra 2001. Ekstreme observationer er elimineret. Grænserne er sat individuelt for hver branche, hvormed der tages højde for strukturelle forskelle imellem brancher.

Igen, selv om der er observationer for næsten samtlige brancher i 53-grupperingen, er det ikke givet, at det er tilstrækkeligt til en valid estimation. Det vil som for bankerne fremgå i afsnittet med resultater.

Umiddelbart synes der at være et overvældende stort antal virksomheder i branchen finansiering. Det skyldes en stor mængde kreditformidlere, finansieringsselskaber, CMO-selskaber, investeringsforeninger, ventureselskaber mm. Faktum er dog, at der reelt kun er tilstrækkelige regnskabsinformationer til en beregning for penge- og realkreditinstitutterne. Hvilket antallet af observationer i estimationen senere hen vil vidne om.

Oversigt 4: Experian databasen

Erhverv	Antal firmaer i estimation	Første regnskabsår	Seneste regnskabsår
Landbrug	1047	2000	2006
Gartnerier	117	2001	2006
Maskinstationer og anlægsgartnere	170	2001	2006
Skovbrug	243	2001	2006
Fiskeri	301	2001	2006
Udvinning af olie og	48	2001	2006

⁵ Tidligere kendt som KOB (Købmandstandens Oplysnings Bureau) databasen.

⁶ I enkelte brancher er der dog et fåtal af observationer tilbage til 1996.

naturgas			
Udvinning af grus og ler mv.	92	2001	2006
Føde-, drikke-, tobaks- vareindustri	651	2001	2006
Tekstil- og læderindustri	193	2001	2006
Træindustri	195	2001	2006
Papir- og grafisk industri	838	2001	2006
Mineralolieindustri			2006
Kemisk industri	262	2001	2006
Gummi- og plastindustri	276	2001	2006
Sten-, ler- og glasindu- stri	232	2001	2006
Fremstilling og forar- bejdning af metal	1107	2001	2006
Maskinindustri	801	2001	2006
Elektronikindustri	657	2001	2006
Transportmiddelindustri	194	2001	2006
Møbelindustri og anden industri	392	2001	2006
Energi- og vandforsy- ning	431	2001	2006
Bygge og anlæg	5562	2001	2006
Autohandel, service og tankstationer	1820	2001	2006
Engroshandel undtagen med biler	4590	2001	2006
Detailhandel med føde- varer	1114	2001	2006
Varehuse og stormaga- siner	48	2001	2006
Apoteker og materiali- ster	54	2002	2006
Detailh. m. beklædning og fodtøj	363	2001	2006
Detailh. i øvrigt, repara- tionsvirksomhed	1439	2001	2006
Hoteller og restauranter	1390	2001	2006
Land- og rørtransport	1292	2001	2006
Skibsfart	412	2000	2006
Lufttransport	60	2001	2006
Hjælpevirksomhed til transport	748	2001	2006
Post og tele	182	2001	2006
Finansiering	5151	2000	2006
Forsikring	12	2001	2006
Finansiel Service	111	2001	2006
Ejendomsudlejning og -	18009	2001	2006

Side 11

Journalnr. 913/05

Dok. nr. 183588-v1

formidling			
Udlejning af transportmidler og maskiner	851	2001	2006
It-service	1375	2001	2006
Forskning og udvikling	187	2001	2006
Rådgivning og rengøring mv.	9718	2001	2006
Offentlig administration	15	2001	2006
Undervisning	272	2001	2006
Sundhedsvæsen	1341	2001	2006
Institutioner for børn og unge	29	2001	2006
Institutioner for voksne	448	2001	2006
Renovation	109	2001	2006
Organisationer og foreninger	94	2001	2006
Forlystelser, kultur og sport	660	2001	2006
Anden servicevirksomhed	299	2001	2006
Uoplyst aktivitet	686	2001	2006

Side 12

Journalnr. 913/05
Dok. nr. 183588-v1

Estimation

Fordelen ved at anvende mikrodata er især, at det er muligt at tage højde for bankspecifikke forskelle i den individuelle produktionsfunktion.

H-statistikken (paratmeterestimererne) bestemmes ved brug af GMM med fixed effects og 2 SLS. Arellano og Bond (1991) påpegede fordelene i form af både konsistens og efficiens ved at bruge laggede værdier af den endogene variabel, samt laggede værdier af de eksogene variable som instrumenter.⁷

Spørgsmålet er selvfølgelig, om der er et tilstrækkeligt antal observationer at estimere på. GMM estimatoren har den ulempe, at den kan have dårlige egenskaber ved beregning på et fåtal af observationer.

I modellen estimeres parametrene med en identitets vægtningsmatrice. Der implementeres en White period robust coefficient variance estimator. Det fanger (vilkårlig) seriel autokorrelation og tidsafhængig varians (dvs. heteroskedasticitet) i fejllidene. Dermed bliver standardafvigelseerne robuste og t-værdier (signifiansniveauet) bliver mere retvisende, end hvis man fx havde implementeret OLS eller IV-estimation, og der vel og mærke forekommer disse problemer i residualerne⁸.

⁷ Havde modellen været dynamisk, ville GMM-SYS (se Blundell og Bond (1998)) været den rette estimator, især hvis der er persistens problemer i den endogene variabel.

⁸ For en god beskrivelse af GMM se bl.a. Wooldridge (2002).

Dertil kommer, at systemet yderligere estimeres ved OLS med fixed effects, der vil fungere som en form for robusthedstjek.

Som det imidlertid fremgår af appendiks, er der problemer med seriel autokorrelation og tidsafhængig varians (heteroskedasticitet) i en simpel OLS estimation. Det taler for at implementere en estimator, der kan håndtere dette, fx GMM med en White korrektion på standardafvigelse.

OLS estimatoren er ofte benyttet i de studier, der hidtil har vurderet konkurrence på baggrund af H-statistikken. Trods det, at GMM estimatoren som nævnt anses for at have større styrke.

Fordelen ved at anvende en instrumentmetode som GMM frem for OLS ligger også i, at GMM kan håndtere, at enkelte af de eksogene variable rent faktisk er endogene. Fx at lønnen i (5) ikke er eksogent givet. OLS estimaterne på en sådan ligning har problemer med inkonsistens (dvs. parameter-værdierne bliver ikke de sande), hvis enkelte eller flere af de forklarende faktorer rent faktisk er endogene⁹. Dvs. hvis der estimeres uden enkelte variable, der er korreleret med eksogene forklarende variable. Fixed effects kan håndtere, at en tidskonstant uobserverede effekt er korreleret med eksogene forklarende variable, der varierer over tid. Men varierer den uobserverede effekt over tid, har man et problem med inkonsistens under OLS.

GMM kan håndtere evt. inkonsistens-problemer, der opstår som følge af at de uobserverbare virksomhedsspecifikke effekter er korrelerede med de forklarende faktorer. Også selvom den uobserverede effekt varierer over tid.

I GMM bruges der simpelthen et bredere sæt af instrumenter end i almindelig IV-estimation. Hvis et system er netop identificeret (dvs. vi har det samme antal instrumenter til rådighed som der er endogene variable), er GMM dog reelt det samme som IV estimation. Rent praktisk er det selvfølgelig som udgangspunkt et problem, hvis et system er overidentificeret (dvs. flere instrumenter end endogene variable). Idéen med GMM er ganske kort at vælge en vægtningsmatrice, der opstiller et minimeringsproblem på momentbetingelserne kvadreret.

Er systemet overidentificeret, har GMM dog den fordel frem for IV, at der er friere rammer, via den eksplicitte vægtningsmatrice, til at vælge med hvilken vægt de forskellige instrumenter (eller momentbetingelser) skal indgå. Dvs. man kan tildele instrumenterne forskellige vægte efter hvilken faktor man tror, der bedst kan afhjælpe endogenitetsproblemet.

Inferens (dvs. tests af parameter signifikans mv.) under IV-estimation er ikke-efficient, hvis der er problemer med heteroskedasticitet, hvilket ofte ses i tværnsnitanalyser, lidt i stil med data i dette papir. Via orthogonalitets betingelserne bliver GMM estimation efficient ved heteroskedasticitet af ukendt

⁹ Hermed også sagt, at gør man modellen dynamisk (fx ved at inkludere laggede værdier af den forklarede variabel), bør man ikke anvende OLS fixed effect estimation.

form. Hvis heteroskedasticitet ikke er til stede, er GMM estimatoren ikke (asymptotisk) dårligere at implementere end IV-estimatoren.

Side 14

Endelig kan GMM håndtere ikke-lineære instrumenter.

Validiteten af de anvendte instrumenter (dvs. reelt de overidentificerede restriktioner, når GMM implementeres) testes med Sargan-tests.

Journalnr. 913/05

Dok. nr. 183588-v1

Kort om lignende empiriske undersøgelser

Siden Panzar og Rosse udviklede H-statistikken har andre studier implementeret metoden i konkurrence øjemed. Med vores kendskab er H-statistikken dog kun anvendt på banker.

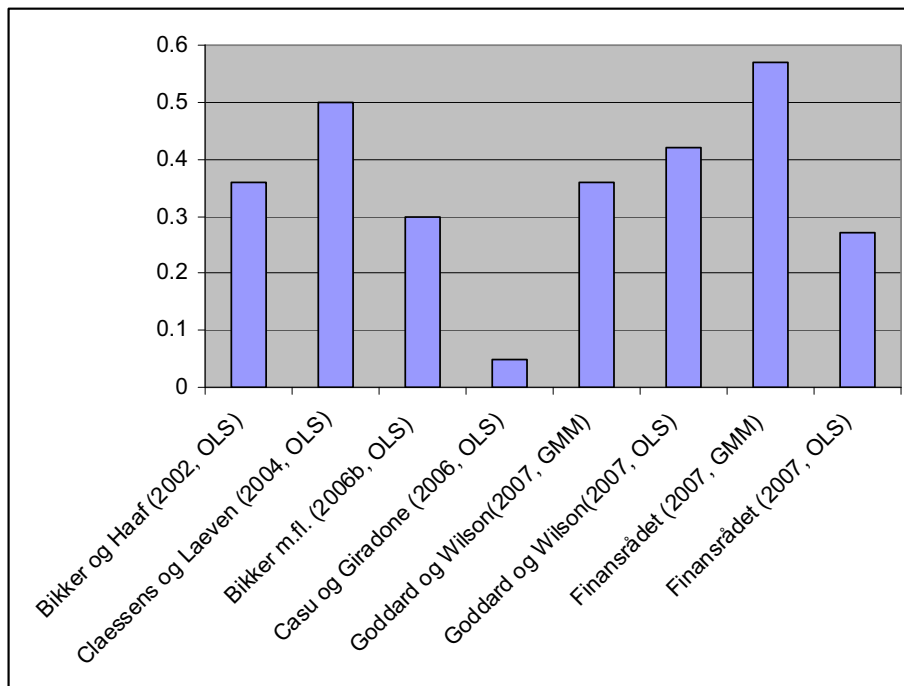
Bikker og Haaf (2002) (perioden 1990 til 1998), Claessens og Laeven (2004) (perioden 1994-2001), Casu og Giradone (2006) (perioden 1997 til 2006), Bikker m.fl. (2006b) (perioden 1988-2004) og Goddard og Wilson (2007) (perioden 1998 til 2004) er eksempler herpå. Datakilden er ligesom i dette papir Bankscope. Deres værdier for H-statistikken fremgår af figur 3.

Som det ses, er de historiske værdier lavere end GMM resultatet i dette papir, se herunder. Afvigelse i de estimerede H-statistikker kan skyldes forskelle i estimationsmetoden, mindre modifikationer i modellen samt den kendsgerning, at der her også beregnes på regnskabsåret 2005.

Reelt mener vi, at kun Goddard og Wilsons studie kan sammenlignes med vores analyse. Imidlertid forkaster statistiske tests Goddard og Wilsons model for Danmarks vedkommende. Der er således ikke fagligt grundlag for at fortolke på den lavere H-statistik.

Alle andre studier finder dog tegn på oligopol blandt danske banker, hvilket er i overensstemmelse med konklusionen i dette papir.

Figur 3: Oversigt for andre empiriske undersøgelser for H-statistikken



Anm.: Bemærk, at Goddard og Wilsons GMM estimat er misspecificeret. Instrumenternes validitet afvises således.

Journalnr. 913/05
Dok. nr. 183588-v1

Resultater - Europæiske bankbrancher

I dette afsnit præsenteres resultaterne for konkurrencemåling på europæiske banker.

Man kan analysere på både de samlede driftsindtægter og indtægterne fra delmarkederne. Kigger man udelukkende på delmarkederne, er der en risiko for, at aflønningen stiger som følge af øget aktivitet på fx betalingsformidlingsområdet, formuepleje, aktiehandel mv. Det vil ikke fanges i en analyse udelukkende på udlånsmarkedet. Der er dog en risiko for at man så ikke fanger en evt. prissubstitution mellem produkter. Fx at man bruger en høj indtjening på et delmarked til at sætte prisen kunstigt lavt på et andet.

I dette afsnit fortolkes der på de samlede indtægter for udlåns- og gebyrvirksomhed. Der kan være risici forbundet med at analysere på de samlede indtægter, da engangsindegtager (fx frasalg af dele af ens virksomhed) kan forvrænge billedet.

På baggrund af vores beregninger af H-statistikken er konkurrenceindikatorerne som følger:

Tabel 1: Oversigt for indikationer på konkurrencesituationen

Indikationer på fuldkommen konkurrence	Norge, Belgien og Portugal
Indikationer på	Danmark, Tyskland, Storbritannien og Sverige

oligopol	
Indikationer på svag konkurrence	Østrig, Italien, Frankrig, Spanien, Schweiz og Kroatien
Usikkerhed	Tjekkiet, Holland, Letland, Rusland

Anm.: For alle banker. Kun for økonomier med mere end 30 observationer.

Journalnr. 913/05

Dok. nr. 183588-v1

Som det fremgår af tabel 2, er H-statistikken på udlånsmarkedet for Danmarks vedkommende 0,57. Dvs. hvis aflønningen af produktionsfaktorerne øges med 1 pct., så stiger indtjeningen med 0,57 pct.

Men en fortolkning af værdien 0,57 kan ikke stå alene, især ikke hvis den skal sammenlignes med banksektorerne i andre lande¹⁰. Tests må afgøre, om værdien er signifikant større end 0 og/eller lig 1.

Vores beregninger viser, at der alene er indikationer på fuldkommen konkurrence mellem bankerne blandt bankerne i Belgien, Portugal og Norge. I Danmark, Tyskland, Storbritannien og Sverige findes indikationer på oligopol, mens tests ikke kan afvise monopollignende tilstande i store lande som Spanien, Italien og Frankrig.

Tests indikerer, at der er oligopol på det danske bankmarked. Oligopol referer til et marked med et større antal virksomheder, men hvor der som udgangspunkt ikke tjenes en profit pga. af faste omkostninger. Virksomhederne har ingen strategisk interaktion, dvs. de kan stort set ignorere den effekt som egne beslutninger om produktion mv. har på andre. Det har kun en marginal betydning for efterspørgslen for andre virksomheder¹¹. Hvilket står i modsætning til fuldkommen konkurrence. Danske banker opererer således i en tilstand, hvor både den marginale og gennemsnitlige indtjening svarer til hhv. de marginale og gennemsnitlige omkostninger.

I appendiks fremgår en række tests, bl.a. panel unit root tests og diverse designkriterier for fejlløst¹².

Designkriterierne for modellen synes at være gode. Forklaringsgraden (R^2) ligger meget højt og Sargan testet kan ikke forkaste valget af instrumenter til GMM estimationen.

¹⁰ Derfor kan fx Tjekkiet H-statistik på 0,85 ikke sammenstilles med Danmarks, da Wald testet ikke kan afvise, at værdien faktisk kan være 0,00. Det skyldes den store variation mellem bankerne i Tjekkiet.

¹¹ En forklaring herpå kan være, at fx bankernes produkter er uhyre differentierede. Hvilket vidner om at der er et meget stort antal produkter i bankmarkedet.

¹² Der er lidt tvivl om hvorvidt W1 indeholder er integreret af 1. orden. 2 af 4 tests afviser imidlertid dette, hvorfor der ses bort fra dette. Residual testet for autokorrelation tyder på negativ orden, hvilket er med til at underbygge valget at GMM med en White period robust coefficient variance estimator korrektion.

Tabel 2: H-statistikken på rente- og gebyrindtægter, 1990-2005

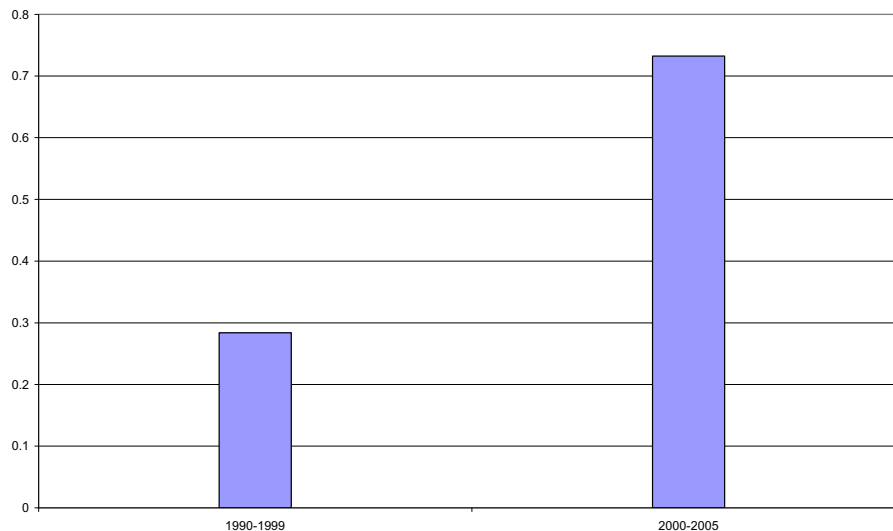
Land	H-stat	H=0	H=1	Antal observationer	Justeret forklaringsgrad	Sargan test	H-stat (OLS)
PORTUGAL	0.88	0.00	0.57	67	1.00	0.98	0.78
CZECH REPUBLIC	0.85	0.10	0.76	56	0.99	1.00	0.79
NORWAY	0.70	0.00	0.20	111	1.00	1.00	0.48
BELGIUM	0.64	0.00	0.08	190	1.00	0.97	0.59
DENMARK	0.57	0.01	0.05	279	0.99	1.00	0.27
NETHERLANDS	0.52	0.14	0.17	70	0.99	0.99	0.75
ITALY	0.45	0.14	0.07	2826	0.90	1.00	0.26
GERMANY	0.40	0.00	0.00	9168	0.96	1.00	0.13
UNITED KINGDOM	0.39	0.09	0.01	104	1.00	0.91	0.97
FRANCE	0.26	0.36	0.01	69	1.00	1.00	-0.20
SPAIN	0.25	0.32	0.00	223	0.98	1.00	0.20
AUSTRIA	0.23	0.39	0.00	625	0.98	1.00	0.19
SWITZERLAND	0.20	0.40	0.00	1480	0.87	1.00	-0.02
CROATIA	0.17	0.52	0.00	120	1.00	0.96	0.13
LATVIA	0.16	0.81	0.22	41	0.98	0.98	0.38
SWEDEN	0.15	0.06	0.00	64	1.00	0.86	0.86
RUSSIAN FEDERATION	-0.05	0.94	0.17	70	0.97	1.00	1.16

Anm.: - angiver, at det ikke har været muligt at frembringe en værdi.

Kilde: Egne beregninger på Bankscope.

Som det fremgår ovenfor, er konkurrencen blandt danske banker ikke bare blandt den mest intensive i Europa. Beregninger viser tilmed, at konkurrencen er kraftig intensiveret ift. 1990'erne. Hvor H-statistikken for Danmarks vedkommende i perioden 1990 til 1999 var 0,28, øges den til 0,73 mellem 2000 og 2005. Der er desuden flere observationer i intervallet 2000 til 2005, hvilket burde øge præcisionen på H-statistikken.

Figur 4: H-statistikken for Danmark– 1990-1999 og 2000-2005



Kilde: Egne beregninger på Bankscope.

Resultater - Danske erhvervsbrancher

Hvis der bliver taget højde for de strukturelle forskelle, kan en sammenligning mellem den finansielle sektor og andre danske brancher bibringe værdifuld information. Som det fremgik af teori afsnittet er Panzar-Rosse metoden i den henseende egnet.

I sammenligningen af danske banker med udenlandske banker var konklusionen, at det danske marked viste tegn på oligopol. Det samme er tilfældet, hvis man betragter den finansielle sektor¹³ i Danmark med et andet datagrundlag, og flere observationer koncentreret hen mod i dag, dvs. regnskabsåret 2006.

Resultaterne peger dog også på, at finansieringssektoren er blandt de mere konkurrenceintensive brancher i Danmark i perioden 2001-2006. Her er der sammenlignet med 52 andre brancher.

I appendiks fremgår en række tests, bl.a. panel unit root tests og diverse designkriterier for fejlede¹⁴.

¹³ Bemærk, at i dette afsnit er penge- og realkreditinstitutter indeholdt i samme branchegruppering.

¹⁴ Ligesom for de finansielle institutter tyder residual testet for autokorrelation på negativ orden, hvilket er med til at underbygge valget at GMM med en White period robust coefficient variance estimator korrektion.

Sammenfatningen i tabel 4 viser, at der er en håndfuld brancher, hvor vores beregninger finder tegn på fuldkommen konkurrence. Bl.a. fiskeri, ejendomsformidling, landtransport mv.

Tegn på manglende konkurrence findes der i sten-, ler- og glasindustri, tekstil- og læderindustri, kemisk industri, forlystelser og energi og vandforsyning.

Derimellem ligger en større gruppering af brancher, der som nævnt ud over finansiering indeholder bl.a. en større del af industrien, it-service, handel med fødevarer, hoteller mm.

Tabel 4: Oversigt for indikationer i danske erhverv

Indikationer på fuldkommen konkurrence	Fiskeri, ejendomsudlejning og -formidling, træindustri, udlejning af transportmidler og maskiner og land- og rørtransport
Indikationer på oligopol	Maskinindustri, finansiering, papir- og grafisk industri, fremstilling og forarbejdning af metal, elektronikindustri, transportmiddelindustri, detailhandel med fødevarer, detailhandel i øvrigt, reparationsvirksomhed, hoteller og restauranter, it-service og sundhedsvæsen
Indikationer på svag konkurrence	Landbrug, sten-, ler- og glasindustri, tekstil- og læderindustri, kemisk industri, forlystelser, kultur og sport og energi- og vandforsyning,
Usikkerhed	Gummi- og plastindustri, møbelindustri og anden industri, Udvinding af grus og ler mv., detailhandel m. beklædning og fodtøj, anden servicevirksomhed og institutioner for voksne

Anm.: Kun angivet for erhverv med mere end 40 observationer, og hvor modellens egenskaber vurderes som gode.

Finansieringsbranchen vurderes at have en H-statistik med værdien 0,58 baseret på GMM estimation, se tabel 5. Det er umiddelbart blandt de højeste værdier. Wald test bekræfter dog, at der umiddelbart ikke er tegn på fuldkommen konkurrence.

Ligesom tilfældet var for analysen på den finansielle sektor i Europa, vurderes egenskaberne ved modellen at være tilstrækkelig gode til meningsfuld fortolkning. Forklaringsgraden er igen meget høj, og Sargan testet forkaster ikke gruppen af GMM instrumenter i de viste brancher.

Tabel 5: H-statistikken for danske brancher, 2000-2006

Erhverv	H-statistik	H=0	H=1	Antal observationer	Justeret R ²	Sargan test for instrumenter	H-statistik (OLS)
Institutioner for voksne	1.09	0.15	0.90	50	0.99	0.92	0.54
Ejendomsudlejning og -formidling	0.96	0.00	0.80	174	0.96	1.00	0.53
Fiskeri	0.91	0.00	0.72	51	0.99	0.89	0.73
Træindustri	0.74	0.00	0.25	60	1.00	0.98	0.66
Udlejning af transportmidler og maskiner	0.62	0.03	0.18	54	0.99	1.00	0.64
Maskinindustri	0.60	0.00	0.03	225	0.99	0.17	0.50
Land- og rørtransport	0.59	0.02	0.11	196	0.99	0.93	0.68
Finansiering	0.58	0.01	0.07	297	0.98	0.70	0.83
Fremstilling og forarbejdning af metal	0.53	0.01	0.02	378	0.99	0.10	0.71
Gummi- og plastindustri	0.51	0.17	0.19	78	1.00	0.82	0.56
Papir- og grafisk industri	0.51	0.00	0.00	221	1.00	0.33	0.26
Hjælpevirksomhed til transport	0.48	0.04	0.03	61	0.99	1.00	0.42
It-service	0.48	0.00	0.00	229	0.99	0.94	0.59
Tekstil- og læderindustri	0.42	0.20	0.08	61	0.99	0.99	0.58
Detailhandel med fødevarer	0.42	0.00	0.00	559	1.00	0.12	0.27
Elektronikindustri	0.37	0.01	0.00	172	0.99	0.63	0.43
Detailh. i øvrigt, reparationsvirksomhed	0.35	0.00	0.00	472	0.99	0.36	0.32
Møbelindustri og anden industri	0.35	0.39	0.10	108	0.99	0.84	0.58
Detailh. m. beklædning og fodtøj	0.34	0.38	0.09	74	1.00	1.00	0.17
Transportmiddelindustri	0.30	0.03	0.00	66	1.00	0.77	0.40
Sundhedsvæsen	0.29	0.01	0.00	389	0.97	0.26	0.31
Landbrug	0.24	0.89	0.05	106	0.93	1.00	0.89
Anden servicevirksomhed	0.22	0.65	0.11	49	1.00	0.98	-0.13
Sten-, ler- og glasindustri	0.16	0.75	0.09	51	1.00	0.98	0.77
Hoteller og restauranter	0.14	0.06	0.00	239	0.99	0.92	0.28
Kemisk industri	-0.18	0.62	0.00	61	1.00	1.00	0.34
Forlystelser, kultur og sport	-0.24	0.16	0.00	42	0.99	1.00	0.60
Energi- og vandforsyning	-0.27	0.60	0.02	41	1.00	1.00	-0.04
Maskinstationer og anlægsgartnerre	-0.79	0.24	0.01	55	0.99	1.00	0.36

Journalnr. 913/05
Dok. nr. 183588-v1

Anm.: For enkelte brancher er der et fåtal af observationer tilbage til 1996. Kun vist for brancher med mere end 40 observationer og hvor sargantestet godkender de valgte GMM instrumenter.
Kilde: Egne beregninger på Experian databasen.

Umiddelbart kan det forvirre, at værdien i en sammenligning mellem danske brancher ikke er i fuld overensstemmelse med en sammenligning blandt bankerne i udlandet. Men for det første er der flere andre finansieringsvirksomheder med i førstnævnte gruppe. For det andet er der små forskelle i selve de forklarende faktorer i modellen, jf. teori afsnittet.

Appendiks

Inferens på H-statistikken

Journalnr. 913/05

Inferens/tests af egenskaber for Bankscope data

Dok. nr. 183588-v1

Specifikationstest for OLS residualer med fixed effects for de danske banker.

Durbin-Watson statistik værdi	1,33
ARCH LM af 2. orden p-værdi (asymtotisk chi2 fordelt)	0,00

Tests viser således, at der i OLS modellen er indikationer på positiv seriel korrelation og heteroskedasticitet i fejleledet. Dette taler for fx at bruge en GMM estimator med restriktioner på fejleledet.

Panel unit root test

Sample: 1990 2005				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
		P-værdi		
	Indtægter	W1	W2	W3
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.00	0.08	0.00	-
ADF - Fisher Chi-square	0.00	1.00	0.00	0.00
PP - Fisher Chi-square	0.00	0.00	0.00	0.00
Breitung t-test	0.00	1.00	0.01	0.00

Anm.: P-værdier under nulhypotesen om en I(1) proces. Unit root tests er foretaget på de log-transformerede niveauer.

Output af GMM estimation for bankerne i Danmark

Dependent Variable: LNR

Method: Panel Generalized Method of Moments

Cross-sections included: 83

Total panel (unbalanced) observations: 279

2SLS instrument weighting matrix

White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Instrument list: @TREND LNR(-1) LNW1A(-1) LNW2A(-1) LNW3(-1)

LNASSETCOMPOSITION(-1) LNKAPITALSTRUKTUR(-1)

LNINVESTARN(-1) LNCREDITRISK LNASSETCOMPOSITION

LNFUNDINGMIX LNKAPITALSTRUKTUR LNINDLAANMIX LNR C

LNW1A LNW2A LNW3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	10.74145	0.821109	13.08164	0.0000
LNW1A	0.373409	0.092407	4.040912	0.0001
LNW2A	0.197620	0.177862	1.111087	0.2680
LNW3	-0.005524	0.016641	-0.331931	0.7403
LNCREDITRISK	0.229653	0.175527	1.308364	0.1924
LNASSETCOMPOSITION	0.007337	0.043677	0.167991	0.8668
LNFUNDINGMIX	-1.185150	0.699676	-1.693855	0.0920
LNKAPITALSTRUKTUR	-0.551859	0.174889	-3.155478	0.0019
LNINVESTARN	0.269802	0.074116	3.640274	0.0004
LNINDLAANMIX	-0.021334	0.031521	-0.676826	0.4994
@TREND	0.074467	0.018610	4.001417	0.0001

Side 22

Journalnr. 913/05

Dok. nr. 183588-v1

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.992950	Mean dependent var	9.757709
Adjusted R-squared	0.989463	S.D. dependent var	1.293931
S.E. of regression	0.132819	Sum squared resid	3.281210
Durbin-Watson stat	2.236885	J-statistic	19.58590
Instrument rank	100.0000		

Specifikationstests af egenskaber for KOB data

Specifikationstest for OLS residualer med fixed effects for branchen Finansiering.

Durbin-Watson statistik værdi	2,25
ARCH LM af 2. orden p-værdi (asymtotisk chi2 fordelt)	0,00

Tests peger således på, at der i OLS modellen er (vage) indikationer på negative seriel korrelation og (kraftige på) heteroskedasticitet i fejllede. Dette taler for fx at bruge en GMM estimator med restriktioner på fejllede.

Panel unit root test

Sample: 1990 2005				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
		P-værdi		
	Omsætning	W1	W2	W3
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.00	0.00	0.00	0.00
ADF - Fisher Chi-square	0.00	0.00	0.00	0.00
PP - Fisher Chi-square	0.00	0.00	0.00	0.00
Breitung t-test	0.00	0.00	0.01	0.00

Anm.: P-værdier under nulhypotesen om en I(1) proces. Unit root tests er foretaget på de log-transformerede niveauer.

Side 23

Output af GMM estimation for branchen Finansiering

Dependent Variable: LNR

Method: Panel Generalized Method of Moments

Cross-sections included: 141

Total panel (unbalanced) observations: 297

2SLS instrument weighting matrix

White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Instrument list: LNR C LNW1 LNW2A LNW4 LNGEARING

LNKAPITALINTENS LNRISIKO LNALDER @TREND LNR(-1)

LNW1(-1) LNW2A(-1) LNW4(-1) LNGEARING(-1)

LNKAPITALINTENS(-1) LNRISIKO(-1) LNALDER(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.12604	1.612002	6.281656	0.0000
LNW1	-0.012191	0.028071	-0.434303	0.6647
LNW2A	-0.056347	0.201479	-0.279668	0.7801
LNW4	0.651454	0.101748	6.402629	0.0000
LNGEARING	-0.179949	0.110235	-1.632406	0.1047
LNKAPITALINTENS	-0.003472	0.006088	-0.570305	0.5693
LNRISIKO	0.012984	0.010286	1.262269	0.2088
LNALDER	0.039030	0.450800	0.086578	0.9311
@TREND	0.039171	0.076662	0.510960	0.6101

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.991511	Mean dependent var	9.851544
Adjusted R-squared	0.983023	S.D. dependent var	2.325203
S.E. of regression	0.302965	Sum squared resid	13.58457
Durbin-Watson stat	2.05180	J-statistic	148.0000
Instrument rank	158.0000		

Litteratur

Arellano, M. og Bond, S.R. (1991): "Some specification tests for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies* 58, pp. 277-298.

Bikker, J.A. og Haaf, K. (2002): "Competition, concentration and their relationship: an empirical analysis of the banking industry". *Journal of Banking and Finance* 26, pp. 2191-2214.

Journalnr. 913/05

Dok. nr. 183588-v1

Bikker, J. Spierdijk, L. og Finnie P. (2006a): "Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry", DNB Working Paper, no. 114.

Side 24

Bikker, J. Spierdijk, L. og Finnie P. (2006b): "The Impact of Bank Size on Market Power", DNB Working Paper, no. 114.

Journalnr. 913/05

Dok. nr. 183588-v1

Blundell, R. og Bond, S.R. (1998): "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics* 87, pp. 115-144.

Claessens, S. og Laeven, L. (2004): "What drives bank competition? Some international evidence". *Journal of Money, Credit and Banking* 36, pp. 563-584.

Hallock, K., Madalozzo, R. og Reck, C. (2004): "Uncovering heterogeneity in managerial pay-firm performance relationships using quantile regression", mimeo.

Panzar, J.C. og Rosse, J.N. (1987): "Testing for 'monopoly' equilibrium", *Journal of Industrial Economics*, 35, pp. 443-456.

Wooldridge, J.M. (2002): "Econometric analysis of cross section and panel data", MIT.