



Finansiell udvikling og økonomisk vækst

Andersen, Thomas Barnebeck

Publication date:
2000

Document version
Også kaldet Forlagets PDF

Citation for published version (APA):
Andersen, T. B. (2000). *Finansiell udvikling og økonomisk vækst*. Økonomisk institut, Københavns Universitet.

Blå Memoserie
Økonomisk Institut
Københavns Universitet

Nr. 203 / november 2000

Finansiell udvikling og økonomisk vækst

Thomas Barnebeck Andersen

Stuðiestræde 6, 1455 København K
Tel 35 32 30 82 - Fax 35 32 30 00
<http://www.econ.ku.dk>

ISSN: 0107-3664 (print) ISSN: 1601-247X (online)

Finansiell udvikling og økonomisk vækst

Thomas Barnebeck Andersen¹
Development Economics Research Group (DERG)
Økonomisk Institut
Københavns Universitet
Revideret version november 2000

SUMMARY: Recent time series studies, using cointegration techniques, have found evidence of causality from financial development to economic growth in South Korea, India and Thailand. In this paper the cointegration-based studies are examined by using a newly developed modified WALD-test. This test fails to establish causality. Theory and other empirical evidence support this result. Hence, we argue that financial liberalization based on the assumption that financial sector development will automatically boost economic growth is not likely to be successful.

¹ Artiklen er baseret på min specialeafhandling på politstudiet. Jeg er taknemmelig for gode råd fra min vejleder Finn Tarp samt fra Rasmus Heltberg og Mette Erjnæs. Resterende fejl og mangler er mit eget ansvar.

1. Introduktion

Det er muligt at identificere flere centrale funktioner, et *velfungerende* finansielt system varetager. For det første reduceres transaktionsomkostningerne i forbindelse med mobilisering af opsparring fra økonomiens småsparere. For det andet skaber finansielle mellemlid likviditet ved at transformere kortsigtede indlån til langsigtede udlån. For det tredje allokerer det finansielle system opsparringen. Det indsamler information omkring forskellige investeringsprojekter og kanaliserer i bedste fald den mobiliserede opsparring til de mest produktive investeringsprojekter. Det finansielle system monitorerer samtidigt investeringsprojekterne og disciplinerer entreprenørerne. Dermed begrænses ressourcerne, en økonomi skal anvende på at overkomme forskellige informationsomkostninger. For det fjerde tilbyder det finansielle system risikospredning, og gør på denne måde risikable investeringsprojekter med et højt afkast mere attraktive. Endelig er opretholdelse af et stabilt betalingssystem en forudsætning for, at handel kan finde sted på effektiv vis.

Det finansielle system spiller således en central rolle i den økonomiske proces, og det er derfor ikke overraskende, at der længe har været etableret en positiv korrelation mellem finansiell udvikling og økonomisk vækst i tværsnitsdata (Levine (1997)). Hvorvidt det finansielle system har en positiv kausal-effekt på den økonomiske vækst er imidlertid omstridt. Er den finansielle sektor i stand til at forårsage økonomisk vækst (*supply-leading finance*), eller forårsager økonomisk vækst blot finansiell udvikling (*demand-following finance*)?

Formålet med denne artikel er at undersøge, om der eksisterer en kausal sammenhæng mellem det finansielle systems udvikling og økonomisk vækst i tre udviklingslande, når der tages højde for hidtil forbigåede problemer ved almindeligt anvendte økonometriske tests.

Det er vigtigt at få belyst kausaliteten mellem finansiell udvikling og økonomisk vækst. Finansiell liberalisering har i en årrække haft høj prioritet i politik-anbefalingerne fra IMF og Verdensbanken. Til grund for disse anbefalinger har blandt andet ligget en markant supply-

leading opfattelse af det finansielle system.² Hvis det finansielle system imidlertid ikke er supply-leading, så er der grund til at forholde sig mere skeptisk til effekterne af finansiel liberalisering, end tilfældet har været. Det skyldes primært to forhold. For det første har mange udviklingslande problemer med at overholde deres intertemporale budgetrestriktioner via konventionelle skatteformer. I stedet kan en mild finansiel repression anvendes som en alternativ finansieringskilde, og det kan være fornuftig politik, hvis indtægterne anvendes hensigtsmæssigt (Stiglitz (1994)). For det andet har finansiel liberalisering ofte vist sig at være destabiliserende med alvorlige produktionsfald som følge (Demirgüç-Kunt og Detragiache (1998)). Senest, i forbindelse med den finansielle krise i Asien, faldt væksten i BNP i Thailand, Malaysia, Sydkorea og Indonesien fra over 5% i 1996 til under -5% i 1997 (Mishkin (1999)).

Hvis kausalitetsspørgsmålet skal belyses på tilfredsstillende vis, så er det nødvendigt at anvende moderne tidsserieanalyse. Forskellige studier har forsøgt dette, hvoraf det mest indflydelsesrige er Demetriades og Hussein (1996).³ De tester for fravær af Granger-kausalitet i den kointegrerede VAR model via Johansen-metoden, og påviser supply-leading finance i ni ud af 16 udviklingslande, heriblandt Sydkorea, Indien og Thailand. I indeværende studie argumenteres imidlertid, at kausalitetsanalysen kan forbedres ved brug af et modificeret WALD-test baseret på Toda og Yamamoto (1995) samt Dolado og Lütkepohl (1996). Anvendelse af dette modificerede WALD-test på ovennævnte tre lande, fører til en afvisning af Demetriades og Hussein's konklusioner.

Artiklen vil, som størsteparten af tidligere studier, fokusere på bankerne i definitionen af det finansielle system. Bankerne er langt de vigtigste aktører i formidlingsprocessen mellem opsparing og investering i udviklingslandene (Fry (1997)). Artiklen er struktureret som følger. I afsnit 2 præsenteres en række centrale teoretiske bidrag vedrørende sammenhængen mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst. Afsnit 3 diskuterer kausalitetstest. Først kritiseres metodevalget i eksisterende økonometriske analyser. Dernæst beskrives det modificerede WALD-test, og fordele og ulemper vurderes. I afsnit 4 implementeres det modificerede WALD-test på data fra Sydkorea, Indien og Thailand. Afsnit 5 konkluderer.

² Det har efter alt at dømme også spillet ind, at IMF og Verdensbanken traditionelt har søgt at fremme frie markeder. Finansiel liberalisering har således været en naturlig del af et overordnet liberaliseringsprogram (Dixon (1997)).

³ Ghali (1999) samt Luintel og Khan (1999) er andre eksempler.

2. Teoretiske modeller

McKinnon-Shaw

Det teoretiske fundament for en positiv sammenhæng fra finansiel udvikling til økonomisk vækst blev oprindeligt fremført af McKinnon (1973) og Shaw (1973). De centrale pointer i denne litteratur er, at finansiel repressión, i form af eksempelvis et nominelt renteloft, hæmmer den finansielle udvikling. Et nominelt renteloft, som medfører en lav eller negativ realrente, resulterer i, at en mindre mængde opsparing bliver kanaliseret gennem det formelle finansielle system. Samtidigt øges betydningen af det uformelle finansielle system.

Ifølge McKinnon-Shaw vil finansiel liberalisering have positive væksteffekter. Transmissionen til økonomisk vækst tænkes at finde sted dels gennem forøget finansiel opsparing, og dermed en forøget investeringsaktivitet, og dels gennem en forbedring af investeringernes gennemsnitlige afkast.

Den første transmissionskanal er baseret på en antagelse om, at en stigning i realrenten mobiliserer en større formel finansiel opsparing. Det er imidlertid velkendt, at en højere realrente *a priori* har en ubestemt effekt på den finansielle opsparing pga. modsatrettede substitutions- og indkomsteffekter. Dernæst bevirker forøget finansiel udvikling mindre usikkerhed med hensyn til afkastet på opsparing. Det kan reducere forsigtighedsopsparingen. Forbindelsen mellem finansiel liberalisering, formel finansiel opsparing (dvs. finansiel udvikling) og investeringsomfanget er derfor ikke entydig.

Den anden og mere *fundamentale* transmissionskanal er baseret på en antagelse om, at marginale investeringsprojekter, som netop var profitable ved den repressive realrente, ikke længere er profitable ved den højere markedsbestemte realrente. Effekten er, at afkastet på det marginale investeringsprojekt, og dermed det gennemsnitlige investeringsafkast, stiger.

Væksteffekten af liberalisering forstærkes yderligere af, at i en situation med finansiel repressión, og deraf følgende overskudsefterspørgsel efter kredit, vil kreditallokering ofte være påvirket af andre hensyn end ren profitabilitet.⁴

⁴ Eksempelvis vil virksomheder med gode forbindelser, men med relativt dårligere investeringsprojekter, kunne opnå finansiering. Denne problematik har specielt gjort sig gældende i Sydkorea.

Finansielle endogene vækstmodeller

Sammenhængen mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst via investeringernes effektivitet er blevet videreudviklet af en række nyere teoretiske bidrag.⁵ Fælles for disse bidrag, eller såkaldte finansielle endogene vækstmodeller, er, at de benytter moderne økonomisk teori - herunder endogen vækstteori - til at vise, hvorledes finansiel udvikling kan påvirke økonomiens *steady state* vækstrate positivt.⁶ Modellerne viser, hvorledes det finansielle system, i et miljø kendetegnet ved positive informations-, monitorerings- og transaktionsomkostninger, opstår endogent og sikrer en Pareto-optimal allokering via indsamling af information *ex ante*, monitorering af investeringsprojekter *ex post* samt ved at tilbyde risikodeling. Modellen i Bencivenga og Smith (1991) er især interessant. De viser med udgangspunkt i Diamond og Dybvig (1983), hvorledes det finansielle system, ved at tilbyde risikodeling, sikrer, at mere produktive investeringer opnår finansiering. De identificerer samtidig en situation, hvor finansiel udvikling medfører højere vækst, selv om den samlede opsparing i økonomien reduceres. Dette er tilfældet, hvis allokeringens gevinstens effekt på den økonomiske vækst overstiger effekten fra den reducerede opsparing.

Markedsfejl i det finansielle system

Ovenstående bidrag identificerer simple kausale sammenhænge fra finansiel udvikling til økonomisk vækst. Der er imidlertid flere resultater fra litteraturen om asymmetrisk information, som nuancerer ovenstående forståelse af det finansielle system, og derigennem rejser tvivl om disse simple entydige kausale sammenhænge. Greenwald og Stiglitz (1986) har eksempelvis vist, at økonomier med informationsproblemer og ufuldstændige eller manglende markeder generelt ikke vil være *constrained* Pareto-efficiente.⁷ Da det finansielle system i udstrakt grad er plaget af informationsproblemer, har Greenwald og Stiglitz's resultat stor betydning for effektiviteten af det finansielle system, og dets mulighed for at udøve en kausal-effekt på den økonomiske vækst.

⁵ Blandt andre Bencivenga og Smith (1991), Greenwood og Jovanovic (1990), Saint-Paul (1992) samt King og Levine (1993b).

⁶ McKinnon-Shaw traditionen er funderet i den neoklassiske vækstmodel, hvor *steady state* vækstraten drives af eksogene teknologiske fremskridt. I dette set-up kan det finansielle system *kun* påvirke vækstraten i overgangen mod *steady state*.

⁷ En allokering i en økonomi, hvor agenterne har privat information, er et *constrained* Pareto-optimum (eller et *second-best* optimum), hvis en planlægger, som ikke kan observere agenternes private information, ikke er i stand til at Pareto-forbedre denne allokering.

Hvis eksempelvis en agent indsamler information omkring en bank for at undersøge bankens finansielle situation, og så efterfølgende agerer på baggrund af denne information, så kan andre agenter have en interesse i at kopiere denne ageren. Da information omkring en banks finansielle, ledelsesmæssige situation etc., er et offentligt gode, vil der være et suboptimalt niveau af monitorering af banken. En rationel bank er klar over dette, og vil således have et incitament til at tage større risici med indskudte midler end ellers. Hvis enkelte banker som følge heraf bliver insolvente, så kan der sprede sig en generel usikkerhed med hensyn til ellers solvente banker. Resultatet kan blive en finansiell krise med forstyrrelser i den realøkonomiske aktivitet som følge (Stiglitz (1994)).⁸

Som vist af Stiglitz og Weiss (1981) kan informationsproblemer også bevirke, at en bank vælger at rationere kreditten i en fuldkommen konkurrence ligevægt. Argumentet bygger på risikoen for, at entreprenøren ikke vedligeholder gældskontrakten (kreditrisiko) i en situation, hvor han har privat information angående egne evner, egne investeringsprojekter og egen kreditværdighed. For at dække kreditrisikoen kan banken hæve renten på lånet, men det kan være en dårlig strategi, hvis de mest kreditværdige entreprenører vælger at afstå fra at låne (*adverse selection effekt*). Endvidere kan rentestigningen have den følge, at entreprenøren vælger at investere i mere risikable projekter (*moral hazard effekt*). Resultatet kan blive, at banken, frem for at kræve en højere rente på mere risikable projekter, vælger at rationere kreditten. Det medfører, at de mest risikable, men samtidigt mest produktive, projekter ikke finansieres. Vækstraten i økonomien bliver således påvirket negativt.⁹

En problematisk antagelse i Stiglitz-Weiss modellen er, at entreprenørerne alle stiller med det samme niveau af sikkerhed (*collateral*). Hvis banken kan kræve forskellige niveauer af sikkerhedsstillelse, så vil ligevægtskredittationering kunne undgås (Bester (1995)). Stiglitz-Weiss modellen er imidlertid stadig relevant i en udviklingskontekst, idet de fattigste entreprenører ikke vil være i stand til at stille nogen sikkerhed i forbindelse med optagelse af lån i det formelle finansielle system. Således er de fattigste formentlig henvist til at låne i det uformelle finansielle system. Dette er muligt, dels fordi det uformelle system har en

⁸ Situationen i Indonesien i 1997-98 illustrerer hvor galt det faktisk kan gå. Indonesien oplevede bank- og virksomhedskrak, en valuta som deprecierede voldsomt, stigende arbejdsløshed, fødevarerpriser der steg voldsomt og social uro.

⁹ Mishkin (1996) diskuterer en lang række andre problemer, som forhindrer det finansielle system i at fungere optimalt i en udviklingsøkonomi kendetegnet ved informationsasymmetrier.

informationsfordel i forhold til det formelle system, og dels fordi det uformelle system kan anvende forskelle former for indirekte sikkerhed - eksempelvis *peer pressure* (Jain (1999)).

Hvis det antages, at fattige entreprenører, dvs. entreprenører uden mulighed for sikkerhedsstillelse, har et højere marginalt investeringsafkast end rige entreprenører, hvad er så effekten af en styrkelse af det formelle finansielle system (finansiell udvikling)? Hvis finansiell udvikling bevirker, at opsparingsmidler fra den uformelle sektor søger over i den formelle sektor pga. en højere indskudsrente (afledt af lavere omkostninger i den formelle sektor), så vil flere rige entreprenører opnå finansiering. Vækstraten i økonomien vil blive påvirket negativt af denne substitution. På den anden side reducerer finansiell udvikling omkostningerne ved bankvirksomhed, så en mindre andel af økonomiens opsparing vil gå til spilde i formidlingsprocessen mellem opsparing og investering. Investeringsvolumen vil derfor stige. Det samlede effekt på væksten afhænger dermed af summen af to modsatrettede effekter.

En veludviklet institutionel infrastruktur vil kunne afhjælpe nogle af disse informationsafledte markedsfejl. I det typiske udviklingsland, hvor reguleringer, regnskabsstandarder og almen kontraktlovgivning er ringe, vil markedsfejlene imidlertid være betydelige. I en økonomi med svage institutioner er det derfor ikke givet, at finansiell udvikling (dvs. et større formelt finansielt system) vil kunne agere lokomotiv for økonomisk vækst og udvikling.

3. Økonometrisk metode

Et af de første tidsseriestudier af sammenhængen mellem finansiell udvikling og økonomisk vækst er Jung (1986). Jung tester for fravær af Granger-kausaltet i en niveau VAR via et standard F-test.¹⁰ Denne procedure er imidlertid ugyldig, når de inkluderede variable er ikke-stationære. Indikatorer for finansiell udvikling og økonomisk vækst er som oftest ikke-stationære (se Demetriades og Hussein (1996), Luintel og Khan (1999), Arestis og Demetriades (1997) samt Khali (1999)).

De statistiske implikationer af ikke-stationaritet for kausalitetstest i en VAR model er blandt andet blevet undersøgt af Sims *et al.* (1990) og Toda og Phillips (1993). Deres resultater er, at

¹⁰ Når der i det følgende refereres til kausalitetstest menes der et Granger-kausaltetstest, hvis ikke andet eksplicit er nævnt (der henvises til Lütkepohl (1991) for en diskussion af Granger-kausaltet og VAR modeller).

et Wald-test for fravær af Granger-kausaltet som hovedregel vil være ikke-standard fordelt og påvirket af *nuisance*-parametre.¹¹ Testet vil kun være asymptotisk χ^2 fordelt og fri for *nuisance*-parametre, hvis der er 'tilstrækkelig' kointegration med hensyn til de variable, hvis kausale effekt undersøges. Denne information kan imidlertid ikke opnås på effcient vis ved estimering af en niveau VAR. Standard Granger-kausaltetstests i en niveau VAR bør derfor undgås (Caporale og Pittis (1998) og Dolado og Lütkepohl (1996)).

Den normale procedure til håndtering af ikke-stationaritet er i stedet at omskrive den ikke-restrikterede niveau VAR til en vektor-fejlkorrktionsmodel (VECM). Efterfølgende testes for kointegration i VECM set-up'et. Givet kointegration, er asymptotisk inferens inden for rammerne af en VECM væsentlig enklere end i en niveau VAR. I en VECM vil kointegrationsrestriktionerne eliminere enhedsrødder fra de estimerede parametre. Den asymptotiske teori er derfor baseret på mere konventionelle fordelinger (Caporale og Pittis, 1998). Implikationen er, at under nogle tilstrækkelige rang-betingelser vil et Wald-test for fravær af Granger-kausaltet inden for rammerne af en VECM (hvor information omkring kointegrationsrangen er anvendt) være asymptotisk χ^2 fordelt og upåvirket af *nuisance*-parametre. Rang-betingelserne, som knytter sig til undermatricer af kointegrations- og *loadings*matricen i en VECM, kan testes via standard asymptotisk teori (ibid.).¹²

Som skitseret er test for fravær af kausalitet i en VECM en sekventiel procedure. Først bestemmes kointegrationsrangen. Dernæst undersøges rang-betingelserne, som sikrer, at Wald-testet er asymptotisk χ^2 fordelt. Dette gøres med udgangspunkt i det konsistente og asymptotisk effcient Johansen *maximum likelihood* estimat (se Johansen (1995)) af henholdsvis *loadings*- og kointegrationsmatricen. Hvis disse rang-betingelser er opfyldte, kan ikke-kausaltetshypotesen efterprøves via Wald testet.¹³ Monte Carlo studier af Toda og Phillips (1994) har vist, at denne sekventielle procedure udkonkurrerer konventionelle kausalitetstest i en første differens eller niveau VAR givet kointegration.

¹¹ *Nuisance*-parametre er parametre, som er relevante for den data-generende proces, men som ikke ønskes estimeret (Davidson og MacKinnon (1993, s. 627)).

¹² Hvis det ikke er muligt at påvise kointegration, implementeres test for fravær af Granger-kausaltet i en VAR i differens via et standard F-test.

¹³ Bemærk i øvrigt, at i en todimensional VECM med kointegration vil disse rang-betingelser altid være opfyldte.

Den sekventielle procedure er blevet anvendt af Demetriades og Hussein (1996) til at teste sammenhængen mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst. De finder, som nævnt indledningsvis, at finansiel udvikling Granger-forårsager økonomisk vækst i ni ud af 16 lande for mindst én af de to anvendte indikatorer.¹⁴ Der er imidlertid et alvorligt problem forbundet med den sekventielle procedure. I første trin bestemmes kointegrationsrangen, og de efterfølgende trin er betingede af denne kointegrationsrang. Det er problematisk, da kointegrationstest i en Johansen-type VECM er yderst følsomme over for nuisance-parametre (Caporale og Pittis (1998) og Mills (1999)). Johansen-metoden er eksempelvis ekstrem følsom over for en forkert lag-selektion, idet antallet af lags ofte er bestemmende for procedurens valg af kointegrationsrang (Banerjee *et al.* (1993)). Den sekventielle test strategi lider således af et potentielt meget alvorligt *pre-test bias*. Dette har betydning for kausalitetstestet, idet en reduceret rang-restriktion, dvs. kointegration, implicerer kausalitet i mindst en retning. I en todimensional VECM implicerer kointegration, med begge tilpasningsparametre (*loadings*) signifikante, kausalitet i begge retninger. Derfor vil den sekventielle procedure, i den udstrækning proceduren er biased i retning af at acceptere kointegration, også være biased med hensyn til at acceptere tilstedeværelse af kausalitet.¹⁵

Da procedurens overordnede egenskaber i små samples er ukendte kan kausalitetstest via den sekventielle strategi være behæftet med væsentlige besværligheder (Dolado og Lütkepohl (1996)).¹⁶ Det har ført til udvikling af procedurer til test for kausalitet, som ikke kræver, at man først tester for systemets kointegrationsegenskaber, og som derfor er mere robuste.

MWALD-testet

En simpel procedure, som tillader test for kausalitet uden at viden omkring kointegrationsrangen er påkrævet, er proceduren baseret på Toda og Yamamoto (1995) samt Dolado og Lütkepohl (1996). De har vist, at det i en k -dimensional VAR(p) model er muligt at foretage et modificeret Wald-test (MWALD) for fravær af Granger-kausalitet som følger en standard fordeling. Fremgangsmåden er, at estimere en k -dimensional VAR($p+d_{\max}$) model, hvor d_{\max} er

¹⁴ Det beslægtede studie af Luintel og Khan (1999), som tester for langsigtet kausalitet blandt 10 af de samme lande, finder tovejs langsigtet kausalitet i samtlige 10 lande. Studiet adskiller sig imidlertid væsentligt fra Demetriades og Hussein (1996). Luintel og Khan (1999) analyserer en 4-dimensionel VECM. Endvidere er test for langsigtet kausalitet ikke identisk med Granger-kausalitet. Langsigtet kausalitet tager ikke højde for den kortsigtede dynamik.

¹⁵ En bias til fordel for at finde kausalitet er, at kointegration ofte accepteres ved et 10% signifikansniveau.

¹⁶ En mulighed for at mindske *pre-test bias* ville være at kombinere informationen fra Johansen-proceduren med information fra et ikke-parametrisk kointegrationstest (se Caporale og Pittis (1998)).

den maksimale integrationsorden i systemet, og så kun foretage Wald-testet på de første p lags. I praksis vil økonomiske variable højst være $I(2)$, så d_{\max} vil ikke overstige to. Intuitionen bag metoden er, at i en VAR model med nogle $I(1)$ variable er et konventionelt Wald-test ikke-standard asymptotisk fordelt, fordi den asymptotiske fordeling af *Least Square* estimatoren er singular. Denne singularitet kan undgås, hvis blot én af koefficientmatricerne i VAR modellen ikke er pålagt restriktioner under nulhypotesen om fravær af Granger-kausaltet. Ved således at tilføje et ekstra lag, som ikke påføres restriktioner under nulhypotesen, vil dette MWALD-test følge en χ^2 fordeling (Dolado og Lütkepohl (1996) og Lütkepohl (1999)).

Mere specifikt, betragt et todimensionalt VAR(2) system:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(1)} & a_{12}^{(1)} \\ a_{21}^{(1)} & a_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(2)} & a_{12}^{(2)} \\ a_{21}^{(2)} & a_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-2} \\ x_{2t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

I tilfældet hvor både x_1 og x_2 er $I(0)$, kan fravær af Granger-kausaltet fra x_2 til x_1 testes ved et F-test på restriktion $a_{12}^{(1)} = a_{12}^{(2)} = 0$. Hvis både x_1 og x_2 er $I(1)$, er et standard F-test i reglen ikke gyldigt. I stedet kan MWALD-testet anvendes. Vi har at $d_{\max} = 1$, hvorfor ligning (1) udvides til en VAR(3) model;

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(1)} & a_{12}^{(1)} \\ a_{21}^{(1)} & a_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(2)} & a_{12}^{(2)} \\ a_{21}^{(2)} & a_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-2} \\ x_{2t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(3)} & a_{12}^{(3)} \\ a_{21}^{(3)} & a_{22}^{(3)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-3} \\ x_{2t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Man kan nu teste restriktionen $a_{12}^{(1)} = a_{12}^{(2)} = 0$ via et Wald-test. Det generelle MWALD-test er asymptotisk $\chi^2(q)$ fordelt, hvor q ($= 2$ ovenfor) er antallet af uafhængige lineære restriktioner (Dolada og Lütkepohl (1996)). Estimering af MWALD er diskuteret i Rambaldi og Doran (1996), som også har vist, hvorledes testet kan implementeres via en *Seemingly Unrelated Regression* procedure.

Fordelen ved MWALD er, at det ikke er nødvendigt at have kendskab til systemets kointegrationsegenskaber. Dette minimerer pre-test bias problemstillingen. Den eneste nødvendige information er integrationsordenen d_{\max} samt lag-længden p i VAR modellen. Denne information opnås ved anvendelse af diverse lag-selektionsmetoder samt enhedsrods-tests (se Caporale og Pittis (1998)). Ulempen ved proceduren er, at de ekstra lags reducerer

styrken af MWALD-testet.¹⁷ Afvejningen er således, om reduceret styrke opvejer den reducerede pre-test bias.

Der er foretaget forskellige Monte Carlo studier, som belyser denne afvejning. Først og fremmest har Dolado og Lütkepohl (1996) vist, at reduktionen i styrke i forbindelse med MWALD-testet er begrænset, hvis dimensionen k af VAR modellen er lav og lag-længden p stor. Zapata og Rambaldi (1997) har også foretaget sammenlignende Monte Carlo studier af henholdsvis et MWALD-test estimeret i en niveau VAR og konventionelle Wald og Likelihood Ratio (LR) kausalitetstest i en VECM specifikation estimeret via Johansen's maximum likelihood procedure, med overvejende fokus på todimensionale VAR modeller.¹⁸ Disse Monte Carlo simulationer er imidlertid baseret på den korrekte kointegrationsrang. De kan således ikke antyde noget omkring konsekvenserne af forkert valg af denne.¹⁹

Tre konklusioner fra Zapata og Rambaldi (1997) omkring todimensionale kausalitetstest er specielt relevante. For det første har MWALD-testet lavere styrke end traditionelle Wald- og LR-test i små *samples* (under 50 observationer). Det vil sige, at MWALD oftere resulterer i, at en falsk nulhypotese ikke bliver forkastet. Resultatet var forventet, da lag-udvidelsen i forbindelse med MWALD implicerer en ikke-effektiv udnyttelse af sample informationen. For det andet gælder, at i små samples afviger den Monte Carlo baserede empiriske frekvens af type-1 fejl fra det nominelle signifikansniveau for alle test. For det tredje er både Wald- og LR-test meget følsomme over for specifikationen af den kortsigtede dynamik (de laggede differenser i en VECM) selv i meget store samples. Det vil sige, at for konventionelle WALD- og LR-test har en under- eller overspecifikation af lag-strukturen potentielt negative implikationer for sandsynligheden for type-1 fejl. Et MWALD-test er mere robust over for en forkert lag-specifikation. Den samlede vurdering i Zapata og Rambaldi (1997) (se også Rambaldi og Doran (1996)) er, at i samples på omkring 50 observationer eller derover har MWALD sammenlignelige egenskaber med WALD- og LR-kausaltetstest i en VECM. Hertil kommer det vigtige faktum, at MWALD ikke lider af den samme pre-test bias.

¹⁷ En anden ulempe er, at MWALD ikke giver information omkring de eventuelle langsigtede sammenhænge. Det gør Johansen-metoden, og heri ligger en af de mange årsager til, at metoden er så udbredt.

¹⁸ Dette er specielt relevant i indeværende kontekst, da der kun estimeres todimensionale VAR modeller.

¹⁹ Simulationerne er udført på henholdsvis 25, 50, 100, 200 og 400 observationer.

4. Økonometrisk analyse

I dette studie vælges MWALD-testet til at belyse sammenhængen mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst. Tre forhold er afgørende for dette valg. For det første er den reducerede pre-test bias attraktiv set i lyset af de velkendte problemer vedrørende bestemmelse af kointegrationsrangen i Johansen set-up'et. Og eftersom der ikke er nogen velformuleret økonomisk teori der *a priori* tilsiger, at man kan forvente kointegration mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst, så bør et kausalitetstest være robust over for systemets kointegrationsegenskaber.²⁰ For det andet er styrketabet ved anvendelse af MWALD mindst i lav-dimensionale VAR modeller, og i dette studie analyseres kun todimensionale VAR modeller. Endelig ønskes der ikke information omkring en eventuel langsigtet sammenhæng. På den baggrund synes MWALD at være det foretrukne økonometriske kausalitetstest.

Valg af lande

Analysen fokuserer på tre lande - Sydkorea, Indien og Thailand. Disse lande opfylder forskellige kriterier. For det første er landene de eneste udviklingslande, for hvilke tilstrækkeligt lange tidsserier er til rådighed. Det er muligt at indsamle data for perioden 1953-1997.²¹ Det giver 45 årlige observationer.²² Dernæst repræsenterer disse lande meget forskelligartede udviklingsforløb. Målt i internationale, og dermed sammenlignelige, priser (1985 PPP US-Dollar) var det reale BNP per capita i 1953 og 1990 henholdsvis \$796 og \$6665 i Sydkorea, \$634 og \$1262 i Indien og endelig \$731 og \$3570 i Thailand (kilde: Penn World Tables). Sydkorea, Indien og Thailand oplevede derfor gennemsnitlige årlige vækstrater på henholdsvis 5.75%, 1.83% og 4.26% i perioden 1953-1990.²³

Indien er således et lav-indkomst udviklingsland, som har oplevet en moderat positiv vækst. Forløbet i Indien er kendetegnet ved, at staten har inter文eneret massivt i den finansielle sektor.

²⁰ Et eksempel på en økonomisk teori, hvor man med en vis rimelighed kan forvente en langsigtet sammenhæng, er købekraftsparitetsteorien. Givet at den nominelle valutakurs samt prisniveauet i henholdsvis indland og udland er I(1), så kan man ifølge teorien forvente kointegration. En tilsvarende entydig teori er ikke tilstede i forbindelse med finansiel udvikling og økonomisk vækst.

²¹ Året 1997 repræsenterer et kraftigt eksogent stød i forbindelse med krisen i Asien. Derfor testes robustheden af resultaterne i forbindelse med dette år.

²² Dette opfattes som ca. 50 observationer. Hertil kommer så, som understreget i teksten, at der kun er tale om todimensionale VAR modeller. Som vist af Dolado og Lütkepohl (1996) er styrkereduktionen i forbindelse med MWALD mindst i VAR modeller med lav dimension.

²³ Til sammenligning var real BNP per capita i USA for 1953 og 1990 henholdsvis \$9411 og \$18073 (1985 - US-Dollar base), og den gennemsnitlige årlige vækstrate var omtrent 1.73%.

De største banker blev nationaliseret i 1969 efterfulgt af udpræget finansiel repression i 1970'erne og forsøg på finansiel liberalisering i 1980'erne. Denne sekvens er ikke enestående. Både Thailand og Sydkorea har oplevet nogenlunde sammenlignelige forløb, dog med vigtige forskelle i intensiteten af den finansielle repression og hastigheden hvormed liberaliseringen fandt sted. Sydkorea er specielt interessant, idet landet er et af de mest opsigtsvækkende eksempler på et succesfuldt udviklingsforløb. Endvidere fremhæver World Bank (1993), at Sydkorea viser, hvordan statslig intervention i det finansielle system kan gennemføres med succes. Specielt fremhæves det, at Sydkorea havde et velfungerende statsdirigeret kreditprogram. Endelig har Sydkorea gennemgået tre omfattende liberaliseringer af det finansielle system. Den første runde blev igangsat i 1965, den næste i begyndelsen af 1980'erne og den sidste i starten af 1990'erne. Thailand er et mellem-indkomst land, som har oplevet en imponerende udvikling siden starten af 1980'erne. Desuden har Thailand gjort mindre brug af dirigeret kredit end Indien og Sydkorea.

Måling af variable og datakilder

Der anvendes de samme to standard indikatorer for finansiel udvikling som Demetriades og Hussein (1996).²⁴ Den første indikator er $(M2-M1)/(\text{nominelt BNP})$ og benævnes lquasi.²⁵ Det er et mål for bankernes størrelse, renset for M1, og er primært relateret til det finansielle systems evne til at udbyde betalingsmiddel og likviditetsservice. Der renses for M1, da M1 snarere er et udtryk for økonomiens monetariseringsgrad end for finansiel intermediation (Demetriades og Hussein (1996) og Ghali (1999)). Bag anvendelsen af lquasi ligger en antagelse om, at det finansielle systems udbud af finansielle ydelser er positivt forbundet med dets størrelse. Den anden indikator benævnes lcredit og består af samlet kreditgivning (privat og offentlig) til den private sektor som andel af nominelt BNP.²⁶ Denne indikator forsøger at indfange det finansielle systems rolle i allokeringen af økonomiens opsparing. Indikatoren renses for kredit til den offentlige sektor. Intuitionen er, at et finansielt system, som blot giver (ofte tvungen) kredit til statsejede virksomheder, formentlig ikke vælger de mest produktive projekter og ikke evaluerer ledelsen af virksomhederne. Den kan imidlertid ikke renses for indirekte tvungen kredit til privatejede virksomheder i prioritetssektorer såsom *chaebols*

²⁴ Dette sikrer, at resultaterne er direkte sammenlignelige. Endvidere er disse indikatorer aldeles ukontroversielle.

²⁵ I IFS svarer lQUASI til logaritmen af (linie 35 divideret med 99b).

²⁶ I IFS svarer lCREDIT til logaritmen af (linie 32d divideret med linie 99b). Andre anvender linie 22d i stedet, men i indeværende analyse gør det ingen forskel. For Indien er 22d identisk med 32d, medens korrelationen mellem 22d og 32d er over 0.999 for både Sydkorea og Thailand.

konglomeraterne i Sydkorea eller små landbrug i Indien. Indikatoren for økonomisk vækst er real BNP per capita og benævnes lycap.²⁷ Alt datamateriale er hentet fra IMF's International Financial Statistics (IFS) 2000 cd-rom, dog med undtagelse af observationerne 1976-1978 for linie 32d for Indien. Disse er, på grund af fejl i IFS CD-rom'en, fra IFS's Yearbook 1985.²⁸ Endelig er alle variable i logaritmer.

Implementering af MWALD-testet

Første trin i implementeringen af MWALD-testet er at undersøge variabelnes stationaritetsegenskaber. Dette beror på det velkendte (udvidede) Dickey-Fuller test (ADF-test). ADF-testet foretages inden for rammerne af en standard procedure beskrevet i Enders (1995, s. 256-258) og Harris (1995, s. 31). Af pladshensyn rapporteres resultaterne ikke her, men konklusionen er, som i både Demetriades og Hussein (1996) samt Luintel og Khan (1999), at nulhypotesen om ikke-stationaritet i første differens, det vil sige I(2) i niveau, kan afvises for samtlige variable. Nulhypotesen om ikke-stationaritet i niveau, dvs. I(1), kan ikke afvises.²⁹

Da ingen variable udviser højere integrationsorden end I(1), estimeres en todimensional VAR(p+1) model. Til eksempel er modellen, som skal estimeres for det første test mellem lycap og lcredit, givet ved ligning (3);

$$\begin{bmatrix} lycap_t \\ lcredit_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(1)} & a_{12}^{(1)} \\ a_{21}^{(1)} & a_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} lycap_{t-1} \\ lcredit_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^{(p+1)} & a_{12}^{(p+1)} \\ a_{21}^{(p+1)} & a_{22}^{(p+1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} lycap_{t-p-1} \\ lcredit_{t-p-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

På grund af det relativt lave antal observationer foretrækkes modelkriterier til bestemmelse af lag-længden p . Specielt tillægges AIC (Akaike's Information Criterion) den afgørende betydning i tilfælde af uoverensstemmelse mellem de forskellige kriterier. AIC har bedre *small sample* egenskaber end andre kriterier (Lütkepohl (1991)). Når p er bestemt, svarer nulhypotesen i MWALD, om fravær af Granger-kausaltet fra lcredit til lycap, til restriktionerne $H_0 : a_{12}^1 = a_{12}^2 = \dots = a_{12}^p = 0$, og testet følger som nævnt en $\chi^2(p)$ fordeling.

²⁷ I IFS svarer IYCAP til logaritmen af (linie 99bvpzf divideret med 99z..zf).

²⁸ Fejlene er blevet bekræftet af IMF

²⁹ Luintel og Khan (1999) anvender dog KPSS testet, som har stationaritet som nulhypotese.

For at give information omkring robustheden af MWALD-testet foretages en følsomhedsanalyse. Det vil sige, at MWALD-testet foretages ved forskellige værdier af p . Endelig suppleres med et F-test i en VAR i første differens. Modelkontrol foretages ved at teste for autokorrelation i residualerne (dvs. om residualerne er hvid støj) i den foretrukne model. Vi anvender Portmanteau-testet beskrevet i Lütkepohl (1991, s. 150-152). Testet rapporteres kun i det tilfælde, hvor nulhypotesen om fravær af autokorrelation kan afvises. Det vil sige, at modellen opfylder antagelsen om hvide støjled, hvis ikke andet er nævnt.

4.1 Økonometriske resultater³⁰

Sydkorea

Tabel 1 rapporterer resultaterne fra kausalitetstest for Sydkorea. Tabellen viser øverst resultaterne fra MWALD-testet for lcredit-lycap modellen og lquasi-lycap modellen. Nederst vises resultaterne fra F-test i VAR i første differens for dlcredit-dlycap modellen og dlquasi-dlycap modellen.

Den sidste søjle i tabel 1 viser, at samtlige modelkriterier peger på en VAR(1) model for både llycap-lcredit modellen og llycap-lquasi modellen. Udvidelse med et ekstra lag betyder, at MWALD testes i en VAR(2) model. MWALD-testet er ikke i stand til at påvise en kausal sammenhæng mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst i Sydkorea ved et 10% signifikansniveau ($\alpha = 10\%$) i den foretrukne model.³¹ Følsomhedsanalyse i henholdsvis en VAR(3) og en VAR(4) model viser, at resultatet er robust ved $\alpha = 5\%$. Konklusion af MWALD-testet for Sydkorea ved $\alpha = 5\%$ er dermed, at det ikke er muligt at påvise Granger-kausalitet mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst i den foretrukne model. Ved $\alpha = 10\%$ er fravær af Granger-kausalitet fra lquasi til llycap (dvs. $H_0: lquasi \not\Rightarrow llycap$) samt lcredit $\not\Rightarrow llycap$ dog ikke robuste. Nulhypotesen afvises i en VAR(3).

³⁰ Alle de rapporterede resultater er robuste over for ekskludering af observationerne for 1997.

³¹ Resultaterne ved et 10% signifikansniveau rapporteres, da Demetriades og Hussein (1996) både anvender 5% og 10% niveauer. Vi tillægger dog 5% niveauet afgørende autoritet.

Table 1. MWALD-test (1953 - 1997) i niveau VAR og F-test (1954 - 1997) i diff. VAR for Sydkorea.

H0: $x \not\Rightarrow y$ fravær af Granger- kausalitet fra x til y	Foretrukne model (AIC=1)	Følsomhed	Modelkriterier (lag-længde)
$T^{\text{total}} = 45$	VAR(2) $T^{\text{eff.}} = 43, \chi^2(1)$	VAR(3) $T^{\text{eff.}} = 42, \chi^2(2)$	VAR(4) $T^{\text{eff.}} = 41, \chi^2(3)$
lcredit $\not\Rightarrow$ lycap	0.3430 (0.5581)	4.9540* (0.0840)	1.7357 (0.6290)
lycap $\not\Rightarrow$ lcredit	0.4718 (0.4922)	0.7791 (0.6774)	1.8741 (0.5989)
lquasi $\not\Rightarrow$ lycap	0.4230 (0.5155)	5.7633* (0.0560)	2.4869 (0.4777)
lycap $\not\Rightarrow$ lquasi	1.3997 (0.2368)	2.2554 (0.3238)	2.4712 (0.4805)
$T^{\text{total}} = 44$	diff.-VAR(1) $T^{\text{eff.}} = 43, F(1,40)$	diff.-VAR(2) $T^{\text{eff.}} = 42, F(2,37)$	diff.-VAR(3) $T^{\text{eff.}} = 41, F(3,34)$
dlcredit $\not\Rightarrow$ dlycap	0.0458 (0.8317)	0.7378 (0.4850)	0.2463 (0.8634)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlcredit	0.3851 (0.5384)	0.6043 (0.5518)	0.2947 (0.8289)
dlquasi $\not\Rightarrow$ dlycap	0.0186 (0.8923)	0.7754 (0.4679)	0.2802 (0.8393)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlquasi	0.0238 (0.8781)	0.1458 (0.8648)	1.0030 (0.4033)

Ann.:

T^{total} betegner det totale antal observationer. $T^{\text{eff.}}$ betegner det effektive antal observationer efter at $p+1$ obs. er anvendt til lags i VAR($p+1$) modellen. En asterisk * betegner signifikans ved 10% og to asterisk ** betegner signifikans ved 5%. Værdier i parentes under henholdsvis $\chi^2(p)$ -værdierne og $F(p, T^{\text{eff.}}-2p-1)$ -værdierne er de tilordnede signifikansværdier (p-values). Modelkriterierne er udregnet via RATS proceduren VAR af Norman Morin. Proceduren kan downloades fra Estimas homepage <http://www.estima.com/procindx.htm#latest>. Modelkriterierne er beregnet for 1-6 lags og kun over perioden 1959 (1960 for diff. VAR) - 1997 for at sikre samme sample periode og dermed sammenlignelighed. Der anvendes udover AIC både HQ (Hannah-Quinn Criterion), SC (Schwartz Criterion) og FPE (Final Prediction Error Criterion). VAR proceduren rapporterer samtidig, blandt andre test, Portmanteau-testet.

Kausalitetstest for Sydkorea udført i en VAR i første differens fører heller ikke til en afvisning af nulhypotesen ved $\alpha = 10\%$. Konklusionen bliver således, at det ikke er muligt at påvise hverken demand-following eller supply-leading finance i Sydkorea.

Indien

Tabel 2 viser, at resultaterne fra MWALD-testet for Indien adskiller sig fra Sydkorea, idet det er muligt at påvise demand-following finance for begge indikatorer. Det vil sige, at det er muligt at afvise nulhypotesen $lycap \not\Rightarrow lcredit$ ved $\alpha = 10\%$ i den foretrukne VAR(3) model. Dette resultat er endvidere robust i en VAR(2) og en VAR(4) model.

Table 2. MWALD-test (1953 - 1997) i niveau VAR og F-test (1954 - 1997) i diff. VAR for Indien.

H0: $x \not\Rightarrow y$ fravær af Granger- kausalitet fra x til y	Foretrukne model (AIC=2)	Følsomhed		Modelkriterier (lag-længde)
$T^{\text{total}} = 45$	VAR(3) $T^{\text{eff.}} = 42, \chi^2(2)$	VAR(2) $T^{\text{eff.}} = 43, \chi^2(1)$	VAR(4) $T^{\text{eff.}} = 41, \chi^2(3)$	
lcredit $\not\Rightarrow$ lycap	0.2850 (0.8672)	0.0018 (0.9666)	3.2470 (0.3550)	(AIC = 2, SC = 1, HQ = 2, FPE = 1)
lycap $\not\Rightarrow$ lcredit	5.9642* (0.0507)	6.7250** (0.0095)	6.8970* (0.0753)	
lquasi $\not\Rightarrow$ lycap	1.8098 (0.4046)	2.0207 (0.1552)	1.8509 (0.6039)	(AIC = 2, SC = 1, HQ = 2, FPE = 1)
lycap $\not\Rightarrow$ lquasi	6.9728** (0.0306)	4.9499** (0.0261)	9.4391** (0.0240)	
$T^{\text{total}} = 44$	diff.-VAR(1) $T^{\text{eff.}} = 43, F(1,40)$	diff.-VAR(2) $T^{\text{eff.}} = 42, F(2,37)$	diff.-VAR(3) $T^{\text{eff.}} = 41, F(3,34)$	
dlcredit $\not\Rightarrow$ dlycap	0.1794 (0.6742)	0.1092 (0.8968)	1.7446 (0.1764)	(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlcredit	3.5935* (0.0652)	1.6895 (0.1985)	1.4705 (0.2399)	
dlquasi $\not\Rightarrow$ dlycap	2.5880 (0.1155)	1.1076 (0.3411)	0.7930 (0.5063)	(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlquasi	3.3924* (0.0729)	2.2395 (0.1208)	1.4820 (0.2368)	

Anm.: Se tabel 1

Dernæst er det muligt at afvise nulhypotesen $lycap \not\Rightarrow lquasi$ ved $\alpha = 5\%$ i den foretrukne VAR(3) model. Dette resultat er også robust i en VAR(2) og en VAR(4) model. Det er imidlertid ikke muligt at påvise supply-leading finance i Indien, og resultatet er robust.

F-testet for Indien viser, at nulhypotesen $dlycap \not\Rightarrow dlcredit$ forkastes ved signifikansværdien ($p = 0.0652$, dvs. $\alpha = 10\%$) i en differens VAR(1) model. Nulhypotesen $dlycap \not\Rightarrow dlquasi$ forkastes også af F-testet ved $\alpha = 10\%$ i en differens VAR(1). Nulhypoteserne $dlcredit \not\Rightarrow dlycap$ samt $dlquasi \not\Rightarrow dlycap$ kan ikke forkastes. Dermed understøtter F-testet i en differens VAR konklusionen fra MWALD-testet.

Konklusion for Indien er dermed, at det ikke er muligt at afvise hypotesen om demand-following finance. Det vil sige, at i Indien er den finansielle udvikling blevet trukket af udviklingen i den reale sektor. Det er ikke muligt at påvise kausalitet fra finansiell udvikling til økonomisk vækst, altså afvises hypotesen om supply-leading finance.

Thailand

Thailand udviser ifølge MWALD-testet en kausal struktur, hvor lycap Granger-forårsager lcredit og lquasi Granger-forårsager lycap i den foretrukne VAR(5) model ved $\alpha = 10\%$, men sammenhængen er ikke robust. Ved $\alpha = 5\%$ kan MWALD ikke påvise nogen kausal sammenhæng mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst. Der kan ikke påvises Granger-kausalitet fra lcredit til lycap samt fra lycap til lquasi ved $\alpha = 10\%$.

Tabel 3. MWALD-test (1953 - 1997) i niveau VAR og F-test (1954 - 1997) i diff. VAR for Thailand.

H0: $x \not\Rightarrow y$ fravær af Granger- kausalitet fra x til y	Foretrukne model (AIC=4)		Følsomhed		Modelkriterier (lag-længde)
	VAR(5) $T^{\text{eff.}} = 40, \chi^2(4)$	VAR(2) $T^{\text{eff.}} = 43, \chi^2(1)$	VAR(3) $T^{\text{eff.}} = 42, \chi^2(2)$	VAR(4) $T^{\text{eff.}} = 41, \chi^2(3)$	
$T^{\text{total}} = 45$					
lcredit $\not\Rightarrow$ lycap	6.2756 (0.1795)	0.7338 (0.3917)	3.4838 (0.1752)	5.7285 (0.1256)	(AIC = 4, SC = 1, HQ = 2, FPE = 1)
lycap $\not\Rightarrow$ lcredit	8.6011* (0.0719)	0.9313 (0.3345)	2.3726 (0.3054)	3.4078 (0.3333)	
lquasi $\not\Rightarrow$ lycap	7.8551* (0.0970)	0.6554 (0.4182)	0.5498 (0.7596)	0.4936 (0.9203)	(AIC = 4, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
lycap $\not\Rightarrow$ lquasi	3.1160 (0.5386)	1.2879 (0.2564)	0.6975 (0.7056)	2.1918 (0.5336)	
$T^{\text{total}} = 44$					
	diff.-VAR(1) $T^{\text{eff.}} = 43, F(1,40)$	diff.-VAR(2) $T^{\text{eff.}} = 42, F(2,37)$	diff.-VAR(3) $T^{\text{eff.}} = 41, F(3,34)$		
dlcredit $\not\Rightarrow$ dlycap	0.0103 (0.9195)	0.7582 (0.4756)	0.6263 (0.6030)		(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlcredit	0.0005 (0.9828)	0.0669 (0.9354)	0.7054 (0.5554)		
dlquasi $\not\Rightarrow$ dlycap	1.9829 (0.1668)	0.9926 (0.3803)	0.5135 (0.6757)		(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlquasi	0.0701 (0.7926)	0.4178 (0.6616)	1.8867 (0.1504)		

Anm.: Se tabel 1b.

F-testet i en VAR i første differens viser, at nulhypotesen om fravær af Granger-kausalitet ikke kan forkastes ved $\alpha = 10\%$ for nogle af variablene.

Konklusionen for Thailand er, at ved $\alpha = 5\%$ er det ikke muligt at påvise nogen kausal sammenhæng. Ved $\alpha = 10\%$ er det imidlertid muligt i MWALD-testet at påvise, at lquasi Granger-forårsager lycap samt at lycap Granger-forårsager lcredit. Således finder vi, at Thailand er det eneste land, hvor det er muligt at påvise en kausal sammenhæng fra finansiel udvikling til økonomisk vækst (supply-leading finance). Denne sammenhæng er imidlertid ikke robust, og kan ikke genfindes ved et F-test i en differens VAR.

Diskussion

Konklusionen på kausalitetstest er opsummeret i tabel 4. Den samlede konklusion, som baseres på et 5% signifikansniveau, er, at det kun er muligt at påvise en kausal sammenhæng fra økonomisk vækst til finansiel udvikling i Indien. Det er ikke muligt at påvise supply leading finance i nogle af de tre lande ved $\alpha = 5\%$.

Tabel 4. Opsummering af resultaterne fra kausalitetstest.

	Supply-leading finance				Demand-following finance			
	$\alpha = 5\%$		$\alpha = 10\%$		$\alpha = 5\%$		$\alpha = 10\%$	
	lcredit	lquasi	lcredit	lquasi	lcredit	lquasi	lcredit	lquasi
Sydkorea	nej	nej	nej	nej	nej	nej	nej	nej
Indien	nej	nej	nej	nej	nej	ja	ja	ja
Thailand	nej	nej	nej	ja	nej	nej	ja	nej

Denne negative konklusion er i opposition til de positive konklusioner i Demetriades og Hussein (1996) og Luintel og Khan (1999). Der findes dog en række andre studier, som er i overensstemmelse med resultaterne fra MWALD-testet.

I et af senere studie af Demetriades *et. al* (1998) finder forfatterne, at den finansielle opsparing udøver en signifikant og robust *negativ* effekt på kapitalens produktivitet i Indien og Thailand i de respektive perioder 1963-1987 og 1965-1990. Forfatterne peger selv på, at resultaterne antyder inefficiens i de finansielle systemer i Thailand og Indien (*ibid.*, s.80). Samme studie finder dog en positiv, men *ikke* robust, effekt fra den finansielle opsparing til kapitalens produktivitet for Sydkorea i perioden 1963-1987.

Andre studier tyder imidlertid på, at det finansielle system i Sydkorea ligeledes har været inefficiet i allokeringen af kredit. I et studie af Borensztein og Lee (1999), hvor der anvendes et panel med 32 industrier over en 30-årig periode, finder forfatterne, at det ikke er muligt at påvise, at kreditten er blevet allokeret til de mest profitable sektorer. Tværtimod finder de en negativ sammenhæng mellem profit og kreditmængde.³² Resultatet er ikke overraskende set i lyset af strukturen af den koreanske finansielle sektor. Staten var en af hovedaktionærerne i de fem landsdækkende banker indtil 1983, så statslig indflydelse i allokeringen af kredit var

³² Det er dog muligt, at denne negative sammenhæng udspringer af, at profitable virksomheder har nemmere adgang til intern finansiering. Allokeringen af relativt mere kredit til mindre produktive virksomheder kunne således være del af en rationel kreditpolitik, hvor prioritetssektorer, som har et stort produktivitspotentiale på længere sigt, gives adgang til kredit. Borensztein og Lee (1999) finder imidlertid ikke, at kredittilgængelighed har haft nogen effekt på den langsigtede produktivitet. Kreditten i Sydkorea er formentlig blevet allokeret i overensstemmelse med andre kriterier end (langsigtet) profitabilitet

karakteristisk. Dette er primært kommet de store chaebols til gode. Endvidere har staten, af hensyn til beskæftigelse og finansiel ustabilitet, haft den opfattelse, at chaebols var "too big to fail". Det har skabt en moral hazard situation, hvor chaebols har investeret i yderst risikable projekter. De har desuden haft særdeles nem adgang til kredit i de private banker, når det gik galt.³³ Tendensen blev yderligere forstærket af tætte forbindelser mellem staten, de finansielle mellemlid og chaebols (Krugman (1998)).³⁴

Kombination af forvredne incitamenter, akkumulation af dårlige lån samt manglende regulering og gennemsigtighed var en af hovedårsagerne til den finansielle krise i 1997 i både Sydkorea og Thailand.

5. Konklusion

Dette studie har anvendt et modificeret WALD-test til at analysere sammenhængen mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst i perioden 1953-1997. Ved et signifikansniveau på 5% kan den økonometriske analyse kun påvise demand-following finance i Indien. I Sydkorea og Thailand kan der ikke påvises nogen kausal sammenhæng mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst. Ved et signifikansniveau på 10% er det dog muligt at påvise supply-leading finance i Thailand, men resultatet er ikke robust.

MWALD-testet indikerer således, at økonomisk vækst kan finde sted, og har gjort det i Sydkorea, Indien og Thailand, uden at den finansielle sektor har været supply-leading. Hvis dette er korrekt, så bør udviklingslandene være forsigtige med finansiel liberalisering, idet en sådan politik er forbundet med store risici. Det er ikke forsvarligt at påbegynde omfattende liberaliseringsprogrammer med henvisning til en supply-leading sammenhæng mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst. Dertil er de teoretiske og empiriske resultater for divergerende.

Litteratur

Andersen, T. B. 1999. Finansiel udvikling og økonomisk vækst. *Specialeafhandling ved Københavns Universitet.*

³³ Ifølge Yoo og Moon (1999) havde bankerne i Sydkorea, når det gjaldt chaebols, ingen incitamenter til at analysere investeringsprojekter eller give assistance i forbindelse med kreditgivningen.

³⁴ Se dog Chang, Park og Yoo (1998, s.742-743) for en væsentlig kritik af denne fortolkning.

- Arestis, P. og P. Demetriades. 1996. Finance and Growth: Institutional Considerations and Causality. *Working Paper*. Dept. of Economics. University of Keele.
- Arestis, P. og P. Demetriades. 1997. Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence. *Economic Journal*:783-799.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. og D. Hendry. 1993. Cointegration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data, *Oxford University Press*.
- Barro, R. J. 1991. Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics* 106:407-443.
- Bencivenga, V.R. og B.D. Smith. 1991. Financial Intermediation and Economic Growth. *Review of Economic Studies* 58:195-209.
- Borensztein, E. og J. Lee. 1999. Credit Allocation and Financial Crisis in Korea. *IMF Working Paper-WP/99/20*.
- Besci, Z. og P. Wang. 1997. Financial Development and Growth. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review* (4):46-62.
- Caporale, M. G. og N. Pittis. 1999. Efficient Estimation of Cointegrating Vectors and Testing for Causality in Vector Autoregressions. *Journal of Economic Surveys* 13:1-35.
- Chang, H., Park, H. og C. Yoo. 1998. Interpreting the Korean Crisis: Financial Liberalization, Industrial Policy and Corporate Governance. *Cambridge Journal of Economics* 22:735-746.
- Cheung, Y. og K. S. Lai. 1993. Finite-sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55(3):313-328.
- Cho, Y. J. 1986. Inefficiencies from Financial Liberalization in the Absence of Well-Functioning Equity Markets. *Journal of Money Credit and Banking* 18(2):191-199.
- Davidson, R. og J. G. McKinnon. 1993. Estimation and Inference in Economics. Oxford University Press.
- Demetriades, P. og K. Hussein. 1996. Financial development and economic growth: cointegration and causality test for 16 countries. *Journal of Development Economics* 51:387-411.
- Demetriades, P. O., Devereux, M. P. og K. B. Luintel. 1998. Productivity and Financial Sector Policies: Evidence from South East Asia. *Journal of Economic Behavior and Organization* 35:61-82.
- Demirgüç-Kunt, A. og E. Detragiache. 1998. Financial liberalization and Financial Fragility. *Policy Research Working Paper* 1917. World Bank.
- Diamond, D. W. og P. H. Dybvig. 1983. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economy* 91(3):401-419.

- Diaz-Alejandro, C.; 1985. Good-buy Financial Repression, Hello Financial Crash. *Journal of Development Economics* 19:1-24.
- Dixon, H.. 1998. Controversy: Finance and Development. *Economic Journal* 107:752-752.
- Dolado, J. J. og H. Lütkepohl. 1996. Making Wald Tests Work in Cointegrated VAR Systems. *Econometric Reviews* 15(4):369-386.
- Enders, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc.
- Fry, M. J. 1995. *Money, interest, and Banking in Economic Development*. The John Hopkins University Press. Second Edition.
- Fry, M. J. 1997. In Defense of Financial Liberalization. *Economic Journal* 107:754-770.
- Ghali. K. H. 1999. Financial Development and Economic Growth: The Tunisian Experience. *Review of Development Economics* 3(3):310-322.
- Greenwald, B. og J. E. Stiglitz. 1986, Externalities in Economies with Imperfect Information and Incomplete Markets. *Quarterly Journal of Economics* 101(2):229 - 264.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic. 1990. Financial Development, Growth and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy* 98:1076-1107.
- Harris, R. 1995. *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall.
- Hicks, J. 1969. *A Theory of Economic History*. Clarendon Press.
- Johansen, S. 1995. *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- Jung, W. S. 1986. Financial Development and Economic Growth: International Evidence, *Economic Development and Cultural Change* 34(2):333-346.
- King, R. G. og R. Levine. 1993a. Finance and Growth: Schumpeter Might be Right. *Quarterly Journal of Economics* 108:717-737.
- King, R. G. og R. Levine. 1993b. Finance, entrepreneurship, and Growth. *Journal of Monetary Economics* 32:513-542.
- Krugman, P. 1998. What Happened to Asia. *Mimeo*. Dept. of Economics. MIT.
- Levine, R.; 1996. Financial Sector Policies: Analytical Framework and research Agenda. I Hermis, N. og R. Lensink red. *Financial development and economic growth: Theory and experiences from developing countries*. Routledge.
- Levine, R. 1997. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature* XXXV(june):688-726.
- Luintel, K. B. og M. Khan. 1999. A Quantitative Reassessment of the Finance-Growth Nexus: Evidence from a Multivariate VAR. *Journal of Development Economics* 60:381-405.
- Lütkepohl, H. 1991. *Introduction to Multivariate Time Series Analysis*. Springer-Verlag.
- Lütkepohl, H. 1999. *Vector Autoregressions*. <http://ise.wiwi.hu-berlin.de/~luetke/index.html>.

- McKinnon, R. 1973. *Money and Capital in Economic Growth*. Brookings Institution, Washington.
- Mills, T. 1998. Recent Developments in Modelling Nonstationary Vector Autoregressions. *Journal of Economic Surveys* 12(3):279-311.
- Mishkin, F. S. 1996. Understanding Financial Crisis: A Developing Country Perspective. *NBER Working Paper* 5600.
- Pagano, M. 1993. Financial Markets and growth - An overview. *European Economic Review* 37:613-622.
- Countries. *Economic Development and Cultural Change* 14(2):174-189.
- Rambaldi, A. og H. Doran. 1996. Testing for Granger Non-Causality in Cointegrated Systems - Made Easy. *Working Paper* N0. 88. Department of Economics. University of New England.
- Saint-Paul, G. 1992. Technological choice, financial markets and economic development. *European Economic Review* 36:763-781.
- Schumpeter, J. A. 1911. *The Theory of Economic Development*. Harvard University Press 1934.
- Shaw, E. S. 1973. *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press.
- Sims, C., Stock, J. H. og M. W. Watson. 1990. Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots. *Econometrica* 58(1):113-144.
- Stiglitz, J. E.; 1994, The Role of The State in Financial Markets. I Proceedings of The World Bank. Annual Conference on Development Economics.
- Stiglitz, J. E. 1998. More Instruments and Broader Goals; Moving toward the Post-Washington Consensus. *Wider Annual Lectures* 2. The United Nations University. WIDER.
- Stiglitz, J. E. og A. Weiss. 1981. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review* 71(3):393-410.
- Toda, H. Y. og P. C. B. Phillips. 1994. Vector Autoregressions and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study. *Econometric Reviews*.13:259-285.
- Toda, H. Y. og T. Yamamoto. 1995. Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possible Integrated Processes. *Journal of Econometrics* 66:225-250.
- World Bank.1989. *World Development Report*. Oxford University Press.
- World Bank. 1993. *The East Asian Miracle*. Oxford University Press.
- Yoo, J. og C. W. Moon. 1999. Korean Financial Crisis During 1997-1998: Causes and Challenges. *Journal of Asian Economics* 10:263-277.

Zapata, H. O. og A. N. Rambaldi. 1997. Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59(2):285-298.