

Markedsdisiplin av bankene

Sett i lys av finanskrisen

Kenneth Sæterhagen Paulsen



Masteroppgave ved Økonomisk institutt

UNIVERSITETET I OSLO

15/11-2010

Markedsdisiplin av bankene

Sett i lys av finanskrisen

© Kenneth Sæterhagen Paulsen

2010

Markedsdisiplin av bankene. Sett i lys av finanskrisen

Kenneth Sæterhagen Paulsen

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

Sammendrag

I denne masteroppgaven vil jeg prøve å finne svar på flere hypoteser når det gjelder markedsdisiplin av bankene. Det vil altså si om innskyterne tar forskjellige faresignaler ved en bank som tegn på at banken tar uønsket høy risiko, og dermed vil trekke ut innskuddene sine eller kreve kompensasjon i form av høyere rente. I mine data som jeg har tilgjengelig igjennom ORBOF, så kan jeg skille mellom innskudd som er garantert og innskudd som ikke er garantert av Bankenes sikringsfond. Og min første hypotese er at det er de som ikke har sine innskudd garantert av Bankenes sikringsfondet, som også er de innskyterne som utfører mest markedsdisiplin av bankene. Det kommer av at det er de som vil ha størst insentiv til å disiplinere bankene.

Mitt datasett strekker seg fra 1.kvartal 2004 til 2 kvartal 2010, dermed har jeg også muligheten for å teste om markedsdisiplinen endret seg under og etter finanskrisens inntog. Min andre hypotese var da at bankene ville oppleve å bli disiplinert i større grad under og etter finanskrisen, fordi den bidro til å svekke innskyternes tillit til banksystemet, og at de av den grunn fikk større insentiv til å disiplinere bankene.

I litteraturen på området så har mange brukt en såkalt ”reduisert form” modell, hvor de avhengige variablene er innskuddsrenten og innskuddsveksten. Og de mener å finne evidens for at innskyterne disiplinere bankene fordi disse to variablene virker å bli påvirket av forskjellige risikoindikatorer ved bankene. Men i og med at flere av disse variablene er vanskelige å skaffe seg informasjon om, i hvert fall i Norge, og at de antagelig også vil påvirke etterspørselen av innskudd, så viser jeg at denne modellen ikke estimerer de effektene vi er ute etter. Derfor vil jeg i denne oppgaven heller ta jeg opp tråden etter Karas et al. (2009), som ser mer direkte på tilbudsfunksjonen til innskyterne. Denne vil vise seg å være identifiserbar med de forutsetninger jeg antar i denne oppgaven. Og ved hjelp av denne modellen har jeg undersøkt om innskyterne responderer på mål på soliditeten til bankene, og om innskyterne disiplinere bankene ved uvanlig høy rente. I den betydning at en uvanlig høy rente for en bank i forhold til resten av markedet, i seg selv er en indikator på problemer hos en bank.

Jeg vil i denne oppgaven også legge større vekt på identifikasjonsproblemet enn det som er vanlig i litteraturen, derfor trekker jeg også inn etterspørsselfunksjonen. Jeg danner altså en

fullstendig modell for både tilbudet og etterspørselen etter innskudd, men som jeg vil vise i kapittel 5.3, så vil bare tilbudsfunksjonen være identifiserbar med mine forutsetninger.

Mine resultater skal vise seg å forkaste begge mine hypoteser. I den forstand at det viser seg av resultatene å være evidens for at det er de med innskuddene garanterte, som også er de som bedriver mest markedsdisiplin. Både gjennom rentedisiplinering og soliditetsdisiplinering. Altså det motsatte av det man kunne forventet seg ut fra økonomisk teori. Når det gjelder finanskrisens påvirkning på markedsdisiplineringen, så viser mine resultater at de innskytere med garanterte innskudd økte soliditetsdisiplineringen, men reduserte rentedisiplineringen i forbindelse med finanskrisen. Mens resultatene viser det motsatte for de som ikke har sine innskudd garantert.

For øvrig så har all estimering blitt utført i Stata 11.

Mitt datasett inneholder konfidensiell informasjon om bankene i Norge, og kan derfor ikke publiseres.

Forord

Jeg vil først og fremst takke min veileder Bent Vale, for gode ideer, innspill og samtaler. Jeg vil også takke, professor Erik Biørn, for å ha hjulpet meg med flere dyptgående økonometriske problemer, i tiden da Bent Vale var i USA.

Denne masteroppgaven er skrevet ved hjelp av data jeg har fått tilgjengelig gjennom mitt studieengasjement i Norges Bank. I den forbindelse vil jeg sende en stor takk til Hege Anderson, bankkonsulent i FST Makrotilsyn, for å ha skaffet meg alle dataene jeg trengte fra ORBOF til bruk i min masteroppgave.

I forbindelse med studieengasjementet i Norges Bank har jeg jobbet med de samme dataene som i denne masteroppgaven, men da med en litt annen problemstilling for hånden. Dette betyr at denne masteroppgaven ikke er skrevet for Norges Bank, men er et personlig prosjekt. Uansett kan ikke mine synspunkter og konklusjoner i denne oppgaven tillegges Norges Bank.

Jeg vil også takke Arild J. Lund, direktør i FST regelverksanalyse, og Bjørne Dyre Syversten, seniorrådgiver i FST Makrotilsyn, for nyttige innspill og for at de har vært medhjelpelig med å svare på diverse spørsmål jeg har hatt underveis i mitt arbeid.

Til slutt vil også sende en takk til Ketil Johan Rakkestad, Per Atle Aronsen og Anne Sandsbraaten for ha hjulpet meg med å få tilgang til forskjellige data her i Norges Bank. Og ellers takke hele avdelingen for et hyggelig arbeidsmiljø.

Eventuelle feil og mangler i denne masteroppgaven er ene og alene mitt ansvar.

November 2010,

Kenneth S. Paulsen.

Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
2	Litteraturen på området	4
3	Modellene.....	7
3.1	Halvredusert form spesifikasjon og markedsdisiplin	7
3.2	Etterspørsels- og tilbudsspesifikasjon og markedsdisiplin.....	9
4	Data og variable	12
4.1	Beskrivelse av datasettet.....	12
4.2	Variable	13
4.2.1	Variable som påvirker både etterspørselen og tilbudet	13
4.2.2	Variable som bare påvirker tilbudet	15
4.2.3	Variable som bare påvirker etterspørselen	18
5	Økonometriske problemer og utvidelser	22
5.1	Eksogene og endogene variable	22
5.1.1	Variable som påvirker både etterspørselen og tilbudet	22
5.1.2	Variable som bare påvirker etterspørselen	23
5.1.3	Variable som bare påvirker tilbudet	25
5.2	Halvredusert form spesifikasjon.....	28
5.3	Etterspørsels- og tilbudsspesifikasjon	31
5.3.1	Identifikasjon.....	31
5.3.2	Estimering	35
5.4	Utvidelser.....	37
5.4.1	Finanskrisen	37
6	Resultater.....	39
6.1	Halvredusert form spesifikasjon	39
6.2	Test av eksogenitet	41
6.3	Etterspørsels- og tilbudsspesifikasjon	42
6.3.1	Innskudd fra publikum	44
6.3.2	Garanterte og ikke-garanterte innskudd	47
6.3.3	Finanskrisen	49
6.3.4	Lineær tilbudsspesifikasjon.....	53
7	Konklusjon	55

Litteraturliste	57
Vedlegg	60

1 Innledning

I ettertiden av finanskrisen har det blitt skrevet mye i økonomisk litteratur om hvordan man skal utforme et trykt banksystem som ikke fører til at bankene tar for stor risiko, men allikevel sikrer innskyternes innskudd. For i de fleste moderne land har man nå et system som garanterer innskyternes innskudd i banken. I hvert fall opp til en viss sum, som i Norge er 2 millioner kroner.¹ Men en slik innskuddsforsikring kan bidra til atferdsrisiko hos bankene, fordi innskyterne ikke har noe insentiv til å overvåke og kontrollere at banken tar den ønskede risikoen². Noe som kommer av at innskuddene er garanterte uansett om banken går konkurs eller ikke. Dette har bidratt til at noen land har innført et system med en hvis grad av ”co-insurance”³, ved for eksempel at bare en viss andel av innskuddene til innskyterne er garanterte ved en eventuell konkurs av banken. Dette for å bidra til at innskyterne får større insentiver til å disiplinere bankene, og dermed bidra til at bankene tar mindre risiko, som igjen kan bidra til at det finansielle systemet blir mer stabilt. Men for at en slik mekanisme skal gjøre seg gjeldende så må innskyterne ha tilgjengelig informasjon til å disiplinere bankene, slik at innskyterne har muligheten til å disiplinere bankene på bakgrunn av denne informasjonen.

I denne masteroppgaven vil jeg prøve å finne ut om innskyterne i Norge virkelig bruker den informasjonen de har tilgjengelig til å disiplinere banken. I den betydning at de trekker sine innskudd ut av banker som tar for mye risiko, eller krever høyere rente for og kompenseres for denne høyere risikoen. Altså om innskyterne kan og vil utføre markedsdisiplin av bankene. For hvis de ikke kan det, så er det heller ingen grunn til å legge opp til et finansielt system som legger til rette for en slik type markedsdisiplin, og myndighetene må ta seg av denne oppgaven på vegne av innskyterne.

Jeg har valgt å se nærmere på innskuddsdataene i perioden 1. kvartal 2004 og fram til 2.kvartal 2010 for norske banker. Dette er en periode med mye finansiell uro, men også med roligere perioder før og etter finanskrisen. I Norge kom vi relativt billig unna, både når det gjelder det realøkonomiske og det finansielle. Og ser vi bort fra de islandske filialbankene var det ingen banker i det norske markedet som gikk konkurs, opplevde ”bank run” eller som

¹ Innskuddene er garanterte av Bankenes Sikringsfond, se www.bankenessikringsfond.no.

² Se Freixas and Rochet (2008)

³ Se Demirgüç-Kunt et al (2005). Et land som har hatt en viss grad av ”co-insurance” er for eksempel UK, men UK fjernet denne ordningen etter ”bankrunnet” av Northern Rock i 2007.

hadde store tap på utlånene. Slik det skjedde i andre land, som for eksempel Lehman Brothers i USA. Men noen norske banker hadde allikevel store likviditetsproblemer under den finansielle krisa. Og det ble satt i verk tiltak for å hjelpe banksektoren i Norge. Det ble holdt flere F-låns auksjoner enn vanlig, det var også flere banker en vanlig som var aktive på disse auksjonene, kravene til sikkerheter stilt i Norges Bank ble mildere og staten opprettet Statens finansfond for å hjelpe bankene med soliditeten.⁴ Mest sannsynlig var det en kombinasjon av godt rettede tiltak og at Norge relativt sett var i en god økonomisk situasjon, som gjorde at Norge ikke ble hardere rammet av finanskrisen enn det man ble.

I og med at datasettet jeg har laget inneholder en finansiell krise, så kan det også være interessant å undersøke om denne krisen har bidratt til økt markedsdisiplin av bankene. For eksempel fordi innskyterne nå etter krisen har mindre tillit til det finansielle systemet, eller om myndighetene håndterte krisen så bra at innskyterne til og med reduserer disiplineringen av bankene. I artikkelen Martinez og Schmukler (1999) gjøres en slik analyse på data fra Argentina, Chile og Mexico, og de mener å finne evidens for at finansielle kriser øker markedsdisiplinen. Så selv om jeg velger en annen måte å undersøke dette på, så kan det være spennende å se om jeg kommer fram til de samme resultatene.

Datasettet jeg besitter kan også skille mellom innskudd som er garanterte og ikke garanterte av Bankenes sikringsfond. Man kan da forvente at det er de innskyterne som ikke har sine innskudd garanterte, som også er de som disiplinere bankene mest. For det er jo disse innskyterne som vil ha størst insentiv til å gjøre akkurat dette, fordi de står i fare for å tape innskuddene sine, hvis banken hvor de har disse inntestående går konkurs.

I denne masteroppgaven vil jeg benytte meg av en tilbuds- og etterspørselsmodell, for å undersøke de overnevnte hypotesene. Det vil si tilbud av innskudd i banken fra innskyterne og etterspørsel fra bankene etter innskudd fra innskyterne. Og som det vil vise seg er det bare tilbudssiden som lar seg identifisere, i hvert fall med min modells forutsetninger. Men for å kunne bevise at tilbudssiden er identifiserbar, er det også viktig å spesifisere etterspørselsfunksjonen økonometrisk.

Resten av oppgaven bygges opp som følger. I kapittel 2 vil jeg kort presentere noe litteratur på området. I kapittel 3 vil jeg se litt på den økonometriske modellen som blir brukt i litteraturen og sette opp min egen økonometriske modell. I kapittel 4 vil jeg kommenter

⁴ Se www.regjeringen.no/nb/dep/fin/pressemeldinger/2009/statens-finansfond--kjernekapital-til-ba.html?id=545247 for mer informasjon om Bankenes finansfond.

hvorfor de forskjellige variablene er inkludert i modellen, og jeg vil beskrive de dataene jeg har tilgjengelig. I kapittel 5 vil jeg mer inngående diskutere forskjellige økonometriske problemer med modellene jeg la frem i kapittel 3. I kapittel 6 legger jeg frem resultatene mine og kommentere disse. Og til slutt vil jeg runde av med en kort konklusjon i kapittel 7.

2 Litteraturen på området

Jeg vil først presentere en del av litteraturen som omhandler markedsdisiplin av bankene. Denne litteraturen er svært mangfoldig, så jeg vil bare presentere noen fåtalls aktuelle publikasjoner.

I Calomiris and Powell (2000) finner man evidens for markedsdisiplin i en studie av den Argentinske banksektoren. De viser dette ved to redusert form regresjoner med innskuddsveksten og innskuddsrenten som de avhengige variablene, og forskjellige variable som kan indikere uønsket risikotaking av banken, som de forklarende variable. Noe å bite seg merke i når det gjelder resultatene deres er at kapitaldekningen ikke bare viser seg å ha positiv effekt på innskuddsveksten, men også på innskuddsrenten. Det siste kan komme av endogenitet av kapitaldekningen argumenterer forfatterne. Men de konkluderer uansett med at innskyterne i Argentina disiplinerer bankene.

Martinez Peria og Schmukler (2001) finner evidens for markedsdisiplin i sine datasett fra Argentina, Chile og Mexico. De gjør også en redusert form regresjon. Hvor de både har innskuddsvekst og innskuddsrenten som den avhengige variabelen, mens de avviker i bruken av variablene som indikerer bankrisiko i forholdt til Calomiris and Powell (2000). De bruker et sett av variable kalt CAMEL⁵. Men ikke alle variablene i dette settet er signifikante. Interessant å merke seg er at de finner evidens for at innskyterne bedriver mer markedsdisiplin etter bankkriser.

Ioannidou og Dreu (2006) finner også evidens for markedsdisiplin i sin studie av et datasett for den Bolivianske banksektoren. Det mest interessante fra denne artikkelen er at de har tilgang til bedre innskuddsrentedata. For i de fleste artiklene i litteraturen brukes totale rentekostnader for alle typer innskudd delt på totale innskudd av alle typer som mål på innskuddsrenten. Mens Ioannidou og Dreu (2006) bruker innskuddrenten på sparekontoer spesielt, denne renten vil dermed ikke påvirkes av renter på brukskontoer, innskudd med bindingstid og andre kontoer med forskjellige renter. Dermed vil man bedre observere marginalrenten. En annen interessant ting med datasettet er at det underveis i tidsserien innføres en eksplisitt

⁵ CAMEL står på norsk for; kapitaldekning, eiendelens kvalitet, ledelse, inntjening og likviditet. De bruker forskjellige statistiske variable for indiker de forskjellige delene av CAMEL. Kapitalens andel av totale eiendeler (kapitaldekning), andelen ikke utførte lån i forhold til total utlånsmengde (eiendelens kvalitet), avkastning i forhold til totale eiendeler (inntjening), de ikke-renterelaterte kostnadene i forhold til totale eiendeler (ledelse) og kontanter og obligasjoner i forhold til totale eiendeler (likviditet).

innskuddsforsikring. De studerer da om innførselen av denne eksplisitte innskuddsforsikringen har noe effekt på markedsdisiplinen. Resultatene viser at markedsdisiplinen minker etter innførselen. Noe som tilsier at innskuddsforsikringen reduserer insentivene til innskyterne til å disiplinere bankene. Noe som strider med andre empiriske studier. For eksempel Martinez Peria og Schmukler (2001), som ikke finner noe forandring av markedsdisiplinen av bankene ved innførselen av en slik eksplisitt innskuddsforsikring.

Demirgüç-Kunt og Huizinga (2004) finner også på sin side evidens for at eksplisitt innskuddsforsikrings reduserer markedsdisiplinen. Dette finner de ved analyser av flerlandsdata. De gjør dette ved å gjøre en redusert form regresjon, hvor innskuddsrenten (trukket fra styringsrenten i det landet banken befinner seg) og innskuddsveksten er de avhengige variablene, slik det blir gjort i mange av de andre publikasjonene. Men i og med at de har enda en dimensjon på sitt datasett, altså forskjellige land, tar de også med landsspesifikke variable i sin økonometriske regresjon. Dette gjør de ved å inkludere BNP vekst, BNI per person og inflasjon som kontrollvariable. Og i med at de har variasjon mellom land som har eksplisitt eller implisitt innskuddsforsikring kan de finne hvordan dette påvirker markedsdisiplinen direkte.

Også Karas et al. (2009) finner evidens for markedsdisiplin i det russiske bankmarkedet. Men de finner mindre evidens for markedsdisiplin igjennom innskuddsrenten enn i de overnevnte artiklene. Og i likhet med Martinez Peria og Schmukler (2001) finner også Karas et al. (2009) evidens for at markedsdisiplinen øker etter bankkriser. Men de går også et steg videre fra de redusert form regresjonene, hvor de ser mer direkte på tilbudsfunksjonen. Dette gjør de for å undersøke om innskuddsrenten kan være en indikator på risiko i seg selv. Jeg vil komme tilbake til en mer inngående forklaring om hvordan de gjør dette i kapittel 3.2. De finner i hvert fall evidens for at innskyterne har en bakoverbøyd tilbudsfunksjon. Det vil si at innskyterne begynner å se et faresignal i alt for høy rente, og at tilbudet av innskudd synker hvis renten overstiger et visst nivå. Noe som kan tyde på at innskyterne tar en uvanlig høy innskuddsrente fra en bank i forhold til markedet som et tegn på at banken tar for høy risiko, eller at banken er i likviditetsproblemer. En kan jo da spørre seg om hvorfor banken da setter opp renten, hvis banken kan tiltrekke seg like mye innskudd med lavere rente. Men som Karas et al. (2009) poengterer, kan dette komme av at banken ikke har full informasjon om tilbudsfunksjonen til enhver tid. Spesielt ikke etter eller under finansiell uro. Og den trenger nødvendigvis ikke å handle urasjonelt.

Litteraturen på etterspørselsiden er svært begrenset. Men en del av litteraturen som omhandler tilbudsrelasjonen streifer innom etterspørselsiden også. (f.eks. Ioannidou og Dreu (2006), Karas et al. (2009)) Det dukker ofte opp i diskusjonen om identifikasjonen av tilbudsfunksjonen.

3 Modellene

Hovedfokuset var i første omgang å bygge en modell som både kan identifisere tilbuds- og etterspørselsfunksjonene, men dette viser seg å være en svært komplisert og vanskelig oppgave. Derfor har jeg konsentrert meg om tilbudssiden. Denne skal vise seg å være identifiserbar med de forutsetningene som blir gjort i kapittel 3.2, 4 og 5.3.1. Det er akkurat dette problemet med identifikasjon av etterspørselsfunksjonen som også gjør identifiseringen av den ”reduuerte form” modellen brukt i litteraturen umulig.⁶ Noe som jeg kommer tilbake til i kapittel 3.1 og 5.1. Grunnen til at etterspørselsiden ikke er identifiserbar kan i korte trekk sies og skyldes at det er vanskelig å finne variable som påvirker tilbudssiden uten samtidig å påvirke etterspørselsiden. Grunnen til dette er ofte at forklaringsvariablene på tilbudssiden påvirker etterspørselen etter lån, som igjen påvirker utlånene fra bankene, og derigjennom kunne påvirke etterspørselen av innskudd. Og i mangelen på slike variable er det ikke mulig å ”løse” problemene med alle de endogene variablene i etterspørselsfunksjonen.

Jeg vil først se litt nærmere på den halvreduserte form modellen som benyttes mye i litteraturen i kapittel 3.1. For så å sette opp min egen økonometriske modell i kapittel 3.2, som vil være basert på arbeidet til Karas et al. (2009).

3.1 Halvredusert form spesifikasjon og markeddisiplin

I mye av litteraturen mener man og finne evidens for markeddisiplin ved at vektorene β og α i likning (1) og (2) under er positive.⁷ dg_{it} er innskuddsveksten i prosent og r_{it} er den marginale innskuddsrenten, i prosent, hvor jeg har trukket fra den minste registrerte innskuddsrenten i hvert kvartal.⁸ Og hvor $bankrisiko_{i,t-1}$ er en vektor av forklaringsvariable, som i litteraturen varierer litt, men som i hovedsak inneholder variable som er mål på soliditeten til banken, likviditeten til banken, inntjeningen til banken, effektiviteten til banken og kvaliteten på bankens eiendeler. Variablene er laggede en tidsperiode. Argumentet for det er at det tar tid før statistikken over variablene blir offentliggjort og det tar tid før innskyterne klarer å oppdatere seg. I vektoren

⁶ Modellen er ikke på fullstendig redusert form, og jeg vil i resten av denne oppgaven kalle denne modellen for halvredusert form modellen.

⁷ Koeffisienter og variable med uthevet skrift er vektorer.

⁸ Kommer tilbake til hvorfor jeg gjør dette senere.

kontrollvariable_{it} er alle kontrollvariable inkludert. δ_i og θ_i er bankspesifikke konstantledd for de respektive likninger. Til slutt har vi at λ_{it} og ω_{it} er de respektive likningers restledd. Fotskriften i indikerer hvilken bank det er snakk om og fotskriften t hvilket kvartal det er snakk om.⁹

$$dg_{it} = \delta_i + \beta \mathbf{bankrisiko}_{i,t-1} + \mu \mathbf{kontrollvariable}_{it} + \lambda_{it} \quad (1)$$

$$r_{it} = \theta_i + \alpha \mathbf{bankrisiko}_{i,t-1} + \pi \mathbf{kontrollvariable}_{it} + \omega_{it} \quad (2)$$

I og med at noen av variablene i vektoren **bankrisiko**_{i,t-1} med all sannsynlighet vil være endogene i regresjonslikningene over, så vil ikke likning (1) og (2) være på redusert form, som følger av definisjonen på en redusert form likning.^{10 11} På basis av dette vil jeg videre si at likning (1) og (2) er på halvredusert form med tanke på innskuddsrenten og innskuddsveksten. Grunnlaget for å tro at noen av variablene i vektoren **bankrisiko**_{i,t-1} er endogene i (1) og (2) kommer av at etterspørselen av innskudd og dermed rentesettingen også vil være påvirket av risikokarakteristikken til den enkelte bank. For eksempel vil en bank som vet at innskyterne disiplinere bankene på grunnlaget av bankrisikofaktorer kunne påvirke akkurat disse, i hvert fall hvis ikke innskuddene er i de kvanta som er ønsket av banken. Denne endogeniteten vil skape problemer ved estimering av (1) og (2). Noe jeg vil komme tilbake til i kapittel 5.2.

I vektoren **kontrollvariable**_{it} så må man inkludere alle variable som kan tenkes å påvirke innskuddrenten og innskuddsveksten og samtidig være korrelert med **bankrisiko**_{i,t-1}. Ellers vil vi få skjevhet i estimatene på grunn av utelatte forklaringsvariable. Eksempler på en slik variabel kan være veksten i BNP, som påvirker inntekten til innskyterne og derfor også sparingen til innskyterne. Og ved at sparingen øker, så vil antagelig sparingen i form av innskudd i bankene øke.¹² Men for at det skal ha seg slik må innskyterne spare mer i gode tider enn i dårlige tider. Altså at man ønsker å flate ut konsumet. Skal komme tilbake til hvilke andre variable som må inkluderes i kapittel 5.2.

⁹ Følger notasjonen i Biørn (2009)

¹⁰ En endogen variabel er en variabel som er korrelert med restleddet.

¹¹ Redusert form vil si at en likning bare har eksogene variable som høyresidevariable.

¹² Dette er ikke helt sikkert, fordi de potensielle innskyterne også har andre muligheter for å spare. (For eksempel ved eiendom, fond, aksjer og lignende) Derfor vil ikke nødvendigvis økt sparing føre til en økning i totalt sparemengde i form av innskudd.

Selv om spesifikasjonen over virker å være populær i litteraturen er den ikke helt uproblematisk. Det første problemet er de allerede nevnte endogenitetsproblemene. Det andre problemet er hvordan man skal tolke koeffisientene over. I og med at vi har systemet på halvredusert form vil vi ved å estimere (1) og (2) få virkningskoeffisientene. Det betyr at vi ikke klarer å skille mellom tilbuds- eller etterspørselseffekter av variablene spesifisert i likningssystemet (1) og (2). Og i kapittel 5.2 vil jeg gå grundigere inn i hvorfor det har seg slik.

3.2 Etterspørsels- og tilbudsspesifikasjon og markedsdisiplin

Her vil jeg i stedet for å bruke halvredusert form spesifikasjonen som jeg spesifiserte i kapittel 3.1, ta opp tråden til Karas et al. (2009). Der ser de mer direkte på tilbudskurven for innskudd. Det jeg er interessert i er å undersøke om innskyterne disiplinere bankene igjennom informasjon om innskuddsrenten. Det vil si om innskyterne tar en høy innskuddsrente som et tegn på at banken tar for stor risiko. Og kanskje heller velger en annen bank med lavere innskuddsrente, men da med antatt lavere risikotaking.

Et annet problem med spesifikasjonen i kapittel 3.1 er at den krever at innskyterne har tilgjengelig info på de variable jeg og andre forfattere har lagt inn i vektoren ***bankrisiko***_{*t,t-1*}. Det finnes ikke lett tilgjengelig info for den allmenne innskyter om alle disse variablene. I hvert fall ikke i Norge. Derfor er det rimelig å anta at innskyterne bruker enklere tilgjengelig informasjon til å disiplinere bankene. Det er her innskuddrenten som den enkle risikoindikatoren kommer inn. En annen men ikke fullt så lett tilgjengelig indikator som innskuddrenten, er kjernekapitaldekningsgraden. Kjernekapitaldekningsgraden er et mye brukt mål på soliditeten til bankene. Det er kanskje tvilsomt at mannen i gata vil bruke denne typen informasjon til å disiplinere bankene, men store innskytere som ikke har sine innskudd sikret av Bankens sikringsfond kan derimot ha større insentiv til å skaffe seg slik informasjon om bankene. Disse innskyterne har mer å tape i tilfelle banken går konkurs. Det er derfor en rimelig antagelse at disse i større grad vil påvirkes av kjernekapitaldekningsgraden. Inntjeningen til banken vil også være en indikator som er noenlunde lett tilgjengelig, men som jeg vil se nærmere på i kapittel 4, er det usikkert om innskyterne tolker et godt resultat som en god eller dårlig indikator for bankrisiko. Altså om innskyterne tar et stort overskudd som et tegn på stor risikotaking eller lite risikotaking.

Man må også i en økonometrisk spesifisering av tilbudskurven ta høyde for makrofaktorer som kan påvirke tilbudet av innskudd. BNP vekst, volatiliteten og avkastningen på aksjemarkedet kan være slike variable.¹³

Vi får dermed følgende økonometriske tilbudsspesifisering:

$$dg_{it} = \delta_i + \vartheta_{s1}r_{it} + \vartheta_{s2}r_{it}^2 + \beta_{s1}kkd_{i,t-1} + \mu_s\Delta bnp_t + \varphi_{s1}aa_t + \varphi_{s2}av_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Hvor dg_{it} og r_{it} har samme betydning som i kapittel 3.1. δ_i er det bankspesifikke konstantleddet. Her vil forskjellige bankegenskaper være inkludert. Slik som bankstørrelse, bankens satsingsområde og lignende. $kkd_{i,t-1}$ er kjernekapitaldekningsgraden lagget med et kvartal, i prosent. Δbnp_t er veksten i brutto nasjonalproduktet i perioden t , i prosent. Og av_t er aksjevolaletiteten. Mens aa_t er avkastningen på Oslo børs i prosent. Jeg vil i kapitlene 4.2.1 og 4.2.2 komme med en dypere begrunnelse på hvorfor de forskjellige variablene er inkludert og hvilke kilder jeg bruker til å finne informasjon om disse variablene. I kapittel 5.1.1 og 5.1.3 vil jeg så begrunne hvilke av variablene i likningen (3) som kan sees på som eksogene og endogene.

For at vi skal være sikre på identifikasjon av (3) er det viktig også å se mer inngående på etterspørselsfunksjonen også. Det er en mye vanskeligere oppgave, og det finnes lite økonomisk litteratur på området. (Jeg har ikke funnet noe.) Det kommer av at etterspørselen av innskudd fra bankens side er svært komplisert. Men jeg har likevel gjort et forsøk med likningen under.

Økonometrisk etterspørselsfunksjon:

$$dg_{it} = \theta_i + \vartheta_D r_{it} + \beta_{D+1}fkkd_{i,t+1} + \beta_D kkd_{i,t} + \rho_{D+1}flik_{i,t+1} + \rho_D lik_{i,t} + \tau_{D1}utl_{i,t} + \tau_{D2}urp_{i,t} + \tau_{D3}osf_{i,t} + \tau_{D4}osg_{i,t} + \tau_{D5}fl_{i,t} + \tau_{D6}nib_t + \mu_D \Delta bnp_t + u_{it} \quad (4)$$

Hvor dg_{it} og r_{it} har samme betydning som før. $fkkd_{i,t+1}$ er den forventede kjernekapitaldekningsgraden en periode fram i tid, mens $kkd_{i,t}$ er kjernekapitaldekningsgraden i perioden t . Variabelen $flik_{i,t+1}$ vil være forventet andel likvide midler i forhold til forvaltningskapitalen en periode fram i tid, mens $lik_{i,t}$ er andel likvide midler i den aktuelle perioden. $utl_{i,t}$ og $urp_{i,t}$ står respektivt for totalt utlån i forhold til

¹³ Kommer tilbake til hvordan vi finner et mål på volatiliteten og avkastningen på aksjemarkedet i kapittel 4.2.2.

forvaltningskapitalen og utlånsrenten, hvor jeg har trukket fra den minste registrerte utlånsrenten hvert kvartal. Mens $osf_{i,t}$, $osg_{i,t}$ og $fl_{i,t}$ står respektivt for obligasjons- og sertifikatsfordringer, obligasjons- og sertifikatgjeld og F-lånsopplåningen, alle i forhold til forvaltningskapitalen. Mens nib_t står for 3 mnd NIBOR rente, hvor jeg igjen har jeg trukket fra den minste registrerte innskuddsrenten i hvert kvartal. Δbnp_t har samme betydning som i spesifikasjon (3). Alle disse variablene vil være i prosent. Vi har at θ_i er det bankspesifikke konstantleddet, som vil inkludere bankeegenskaper som ellers ikke har blitt tatt høyde for. Til slutt har vi at u_{it} er likningens restledd. I kapitlene 4.2.1 og 4.2.3 kommer jeg til å kommentere hvorfor de enkelte variablene er inkludert, mens jeg vil kommentere variablenes eksogenitet eller endogenitet i kapittel 5.1.1 og 5.1.2. Til slutt vil jeg i kapittel 5.3 se på likningenes statistiske egenskaper og drøfte likningenes identifiserbarhet.

4 Data og variable

4.1 Beskrivelse av datasettet

Mye av de dataene jeg har tilgjengelig får jeg igjennom ORBOF¹⁴. Som er en rapport norske banker og finansforetak må fylle ut delvis månedsvis og delvis kvartalsvis. Det vil si at noen poster må rapporteres månedsvis, mens andre mer detaljerte poster bare rapporteres kvartalsvis. Det er statistisk sentralbyrå som samler inn disse dataene. Denne databasen vil være en pålitelig kilde, og det vil være små målefeil i variablene brukt fra denne databasen, selv om det kan tenkes at feilrapporteringer kan finne sted, både ved feiltagelser og ved uærlig rapportering. Men jeg velger å se bort i fra dette når jeg benytter meg av dataene, fordi jeg antar at disse problemene er minimale.

I datasettet jeg har laget er det inkludert 143 banker.¹⁵ Alle utenlandske banker er ekskludert, med unntak av Nordea Bank Norge ASA og Fokus Bank ASA.¹⁶ Disse bankene er inkludert selv om de er datterbanker av utenlandske konsern. Grunnen til at jeg har inkludert disse to bankene er at de har hatt såpass stor innflytelse i det norske bankmarkedet. Noen banker slo seg også sammen eller ble kjøpt opp i perioden, og disse har jeg valgt å betegne som helt nye banker i mitt datasett.¹⁷ Jeg har ikke inkludert de bankene som slo seg sammen eller ble kjøpt opp helt i starten av perioden i datasettet før sammenslåingen. Jeg har heller ikke inkludert den sammenslåtte banken for de bankene som slo seg sammen eller ble kjøpt opp helt i slutten av perioden i datasettet. Når det gjelder alle nyoppstartede banker så har jeg valgt å utelate alle observasjonene for disse bankene den første levetiden, fordi nyoppstartede banker ofte opplever stor vekst i innskuddene i startfasen, og det ville ha ført til støy i estimatene.¹⁸

Dataene er samlet inn for perioden mellom 1. kvartal 2004 til 2. kvartal 2010. Dette er en periode med mye finansiell uro. Spesielt fra høsten 2008 til våren 2009, men med normaliserte perioder før og etter. Det kan derfor være interessant å se om denne uroen har påvirket markedsdisciplinen i noen retning. For eksempel kan det ha seg slik at finanskrisen

¹⁴ ORBOF = Offentlig regnskapsrapportering for banker og finansforetak.

¹⁵ Inkludert de "nye" bankene etter sammenslåingene.

¹⁶ Fokus Bank ASA gikk fra å være datterbank til filialbank av Danske Bank NUF i 2.kvartal 2007, og er derfor utelatt fra datasettet etter 1. kvartal 2007.

¹⁷ Som gjort i Martinez og Schmukler (1999).

¹⁸ Har utelatt de første fire til sju første kvartalene for disse bankene. Hvor mange kvartal som blir utelatt kommer an på hvor lang tid før banken "normaliserer" seg.

har gjort innskyterne mer usikre på bankene, og derfor velger å disiplinere bankene mer en før krisen. Jeg kommer nærmer inn på hvordan jeg vil teste denne hypotesen i kapittel 5.4.1.

4.2 Variable

4.2.1 Variable som påvirker både etterspørselen og tilbudet

En av de postene som bare går inn under kvartalsrapporteringen er innskuddsrentedataene. Dermed vil jeg bare kunne gjøre analysen min kvartalsvis. En annen ulempe med innskuddsrentedataene er at de ikke registreres renter for de forskjellige klassifiseringene av innskuddene, for eksempel innskudd med og uten fast rente eller med og uten bindingstid. Det skilles heller ikke mellom forskjellige typer kontoer, som lønnskonto, sparekonto og andre type innskudd. Jeg har dermed bare en tilgjengelig gjennomsnittlig rente for alle typer innskudd.¹⁹ Så alle innskudd som har fastrente vil ikke bli påvirket dersom banken setter opp renten på innskudd med flytende innskuddsrente. Det vil igjen føre til at vi med vår gjennomsnittlige innskuddsrente vil underestimere den enkelte banks ønskede innskuddrente i den enkelte perioden vi ser på.²⁰ Og hvis banken setter ned innskuddsrenten vil vi overestimere marginalrenten. Men man må også tenke på at bankene setter innskuddsrenten på innskudd med bindingstid tatt i betraktning sine forventninger om den langsiktige utviklingen i økonomien, så hvis bankene bommer med sine forventninger (og da også kunden som låste sine innskudd) om utviklingen i markedet fram i tid, så kan det hende at banken sitter med innskudd som har enten høyere eller lavere rente enn ønsket. Så akkurat hvordan denne målefeilen arter seg er ikke a priori klart. Denne gjennomsnittlige innskuddrenten registreres bare ved kvartalets slutt, vi får dermed ikke med eventuelle variasjoner innenfor kvartalet. Alt dette fører til at jeg, i økonometrisk forstand, får målefeil i innskuddrenten, noe som skaper problemer med estimering av modellen, men som vist i kapittel 5.3.1. ikke umuliggjør den.

I datamaterialet kan man også skille mellom garanterte innskudd og ikke garanterte innskudd.²¹ Men man får ikke gjort noen renteskilte mellom disse forskjellige innskuddene. Det kan likevel være interessant å se nærmere på om det er de med ikke-garanterte innskudd

¹⁹ Totale rentekostnader/Totale innskudd.

²⁰ Fra nå av kalt marginalrenten.

²¹ Det vil si om innskuddene er garantert ved Bankenes sikringsfond eller ikke. Alle innskudd inntil 2 millioner er dekket av denne ordningen.

som disiplinere bankene mer enn de med garanterte innskudd. For hvis vi ikke finner noe forskjell kan det tyde på at mange innskytere ikke har tiltro til Bankenes sikringsfond, eller det kan også skyldes at innskyteren har så store kostnader ved at innskuddene blir ilikvide for en kortere periode, at de velger å sette pengene inn i tryggere banker.²² Det at vi ikke finner noe forskjell mellom disiplineringen av de med usikrede og sikrede innskudd, kan også komme av at innskyterne uansett tror at bankene vil bli reddet på en slik måte at ingen kreditorer taper. En form for implisitt innskuddsforsikring. For eksempel ved at den gjeldende banken er ”too big to fail”, slik at staten uansett har insentiv til å redde banken fra konkurs.

En viktig ting å tenke på med innskuddsrentene er at rentenivået ikke kan ventes å være stasjonært. Det kommer av at styringsrenten endres over tid, og det vil medføre at en høy rente i en periode ikke nødvendigvis er høy i en annen periode. Da kunne man jo tenke seg at det ville være en lur ide å trekke styringsrenten fra innskuddsrenten, for dermed å fjerne denne ikke-stasjonæriteten av innskuddsrenten, men et problem med dette er at styringsrenten alltid leder innskuddsrenten med mellom 3. til 5. kvartal. Det tar altså tid før endringer i styringsrenten smitter over i markedet. Derfor vil dette ikke være noen god løsning på problemet. Og jeg trekker heller den minste registrerte innskuddsrenten innenfor alle bankene jeg har med i mitt datasett fra innskuddsrenten.²³ På den måte vil jeg fjerne problemet med innskuddsrentenes ikke-stasjonæritet, men samtidig gjøre at alle disse korrigerte rentene er større eller lik null. Og som jeg vil forklare i kapittel 6 vil dette gi koeffisientene i min modell en intuitiv og god tolkning. En siste ting som det er viktig å bemerke, er at innskuddsrentene vil i mitt datasett bli registrert i prosent. For eksempel vil en rente på 6% i mitt datasett være registrert som 6,00 og ikke 0,06. Dette gjelder for øvrig alle variablene som jeg oppgir i prosent.

For å kontrollere for økonomiens generelle tilstand har jeg valgt å inkludere veksten i BNP, også den målt i prosent. Denne variabelen er inkludert i både tilbuds- og etterspørselsfunksjonen. Den kan tenkes å påvirke tilbudet av innskudd ved at innskyterne velger å spare mer i gode tider enn i dårlige tider, altså de prøver å jevne ut konsumet, og noe av denne sparingen vil bli gjort i form av innskudd.²⁴ Mens etterspørselen etter innskudd kan tenkes å øke i gode tider fordi bankene forventer mindre tap på sine utlån. De vil dermed

²² Se Martinez Peria og Schmukler (2001).

²³ Altså $irp_{it} = irpa_{it} - irpm_t$. Hvor irp_{it} er den korrigerte renten jeg bruker i regresjonen, $irpa_{it}$ er den registrerte innskuddsrenten bank nr. i setter i hver periode t, mens $irpm_t$ er den minste registrerte renten for alle bankene i mitt datasett i hver periode t.

²⁴ Se for eksempel Romer(2006), kapittel 7. Se også fotnote 12.

kanskje være villige til å låne ut mer penger, og for å finansiere disse utlånene må de prøve og tiltrekke seg mer innskudd eller annen gjeld. Data på veksten i BNP har jeg fått tilgjengelig fra PPO datavarehuset her i Norges Bank, som igjen har hentet dataene fra nasjonalregnskapet laget av SSB.

4.2.2 Variable som bare påvirker tilbudet

I litteraturen om markedsdisiplin blir det ofte brukt en halvredusert form regresjon, hvor forskjellige bankkarakteristika som kan indikere bankrisiko er inkludert. Det er ofte soliditeten, likviditeten, effektiviteten, resultatet og kvaliteten på eiendelene til en bank, som alle er variable jeg kan hente informasjon om i ORBOF.²⁵ I kapittel 6 vil jeg på lik linje med mye av litteraturen gjøre en slik halvredusert form regresjon på mitt datasett. Dette for å sammenligne mine resultater med hva som er vanlig å finne i litteraturen. Selv om jeg er skeptisk til dens nytteverdi. I min egen økonometriske tilbuds- og etterspørselsspesifikasjon benyttes også noen av disse variablene. Det gjelder de variablene jeg mener innskyterne kan ha tilgjengelig informasjon om.

For å indikere en banks soliditet bruker jeg kjernekapitaldekningsgraden, i prosent. Det vil si kjernekapitalen i forhold til beregningsgrunnlaget.²⁶ En bank med mye kjernekapital kan bedre tåle tap over en periode enn en med lite kjernekapital. Dermed er kjernekapitaldekningsgraden en god indikasjon på om en bank er solid eller ikke. (Karas et al. (2009)) Hvis bankene blir disiplinert av innskyterne vil man a priori vente seg at høyere kjernekapital vil gi vekst i innskudd eller redusert innskuddsrente. Det vil si at koeffisienten foran denne variabelen i likning (1) forventes å være positiv, mens den for likning (2) forventes å være negativ. Denne variabel offentliggjøres ofte av bankene selv, og er derfor lett tilgjengelig til hjelp for at innskyterne kan disiplinere bankene. Jeg har derfor også valgt å inkludere denne variabelen i tilbudsfunksjonen. (Likning 3)

Bankens likviditetsstyring kan også ha noe og si for markedsdisiplinen av innskyterne. Det kan komme av at en bank med mye likvide midler bedre kan tåle store fluktuasjoner i

²⁵ Se for eksempel Martinez Peria og Schmukler (2001) eller Ioannidou og Dreu (2006).

²⁶ Kjernekapital er summen av egenkapital og hybridkapital, men hybridkapital kan ikke stå for mer en 15% av kjernekapitalen. (eller opptil 20% av kjernekapitalen med kapital fra Statens Finansfond. (Aamo (2010)) Hybridkapital er en mellomting mellom egenkapital og obligasjoner, i den forstand at den er av lavere prioritet enn obligasjoner, men er av høyere prioritet enn egenkapitalen. Beregningsgrunnlaget = risikovektet forvaltningskapital. Se Finansiell Stabilitet 1/10. (www.norges-bank.no/upload/80064/finansiell_stabilitet_rapport_1_2010.pdf)

innskuddene. Slik at innskyterne ikke trenger å bekymre seg for om banken er godt nok dekket for at innskyterne kan ta ut sine innskudd når de selv måtte trenge dem. (Karas et al. (2009)) Som indikator på god likviditet bruker jeg summen av kontanter og innskudd i andre banker og i sentralbanken, stats- og statsgaranterte sertifikater, stats- og statsgaranterte obligasjoner og statskasseveksler i forhold til forvaltningskapitalen, i prosent. Som er i tråd med Basel's retningslinjer på hvilke eiendeler som regnes som mest likvide.²⁷ Hvis innskyterne bedriver markedsdisiplin vil man vente at bedre likvide banker får større tilbud av innskudd, og vil dermed kunne ha vekst i innskuddene eller kunne redusere innskuddsrenten. Det vil si at koeffisienten foran denne variabelen i likning (1) forventes å være positiv, mens den for likning (2) forventes å være negativ. Dette vil bare være tilfelle hvis vi antar at innskyterne har tilgang til informasjonene om likviditetssituasjonen til de forskjellige bankene. Noe jeg selv er kritisk til. Derfor er denne variabelen utelatt i tilbudsspesifikasjonen i kapittel 3.2.

Effektiviteten til en bank måles ofte i litteraturen ved å se på alle ikke-renterelaterte kostnader i forhold til forvaltningskapitalen, i prosent. (Martinez Peria og Schmukler (2001) o.a.) En bank som drives kostnadseffektivt kan gi et inntrykk av stabilitet. Fordi det å drive kostnadseffektivt kan gjøre banken mindre utsatt i dårlige tider. Men på den motsatte side kan en bank som har lave kostnader til lønn indikere dårlig utdannet personell, og kan dermed sees på som mindre stabil. Dermed er det ikke lett å si hvordan denne indikatoren slår ut i tilbudet etter innskudd, eller i hvilken retning den påvirker innskuddsrenten. (Karas et al. (2009)) Hvis den første effekten dominerer vil koeffisienten foran denne variabelen i likning (1) være positiv, mens den for likning (2) vil være negativ, om det er den andre effekten som dominerer er det motsatt. Men igjen er jeg skeptisk til hvor lett denne indikatoren er tilgjengelig for allmennheten, og om innskyterne derfor kan bruke denne informasjonen til å disiplinere bankene. Derfor har jeg heller ikke inkludert denne variabel i likning (3).

Resultatet til en bank kan også være en indikator som innskyterne disiplinere bankene etter. I regresjonen bruker jeg da kvartalsresultatet etter skatt i forhold til forvaltningskapitalen, i prosent. Her kan vi igjen ha to motstridende effekter. På den ene siden kan et godt resultat indikere at en bank er solid, fordi et godt resultat kan bety at en bank er godt rustet hvis det skulle komme dårligere tider. Men et virkelig godt resultat kan også indikere en bank som tar

²⁷ Se; Basel Committee on Banking Supervision (2010), som ligger på BIS sine internettsider. (<http://www.bis.org/publ/bcbs165.pdf>)

stor risiko, fordi man ikke kan forvente stor avkastning på lite risikofulle prosjekter.²⁸ Og et godt resultat kan dermed også være et tegn på ustabilitet. (Karas et al. (2009)) Dermed er vi samme situasjon som for effektivitetsvariabelen. Og vi kan ikke a priori si om koeffisientene i (1) og (2) er negative eller positive. Men i motsetning til effektivitetsindikatoren kan denne indikatoren være lettere tilgjengelig for innskyterne, og dermed være til hjelp for å drive markedsdisiplin av bankene. Men på grunnlag av denne variabelens usikre tilknytning til bankens risikotaking har jeg uansett valgt å ikke inkludere denne variabelen i tilbudsfunksjonen. (Likning (3))

Kvaliteten på eiendelene måles ofte i litteraturen som andelen misligholdte lån i forhold til total lånemengde, da i prosent. En høy andel misligholdte lån kan indikere at banken tar stor utlånsrisiko. Dermed vil man a priori vente seg at innskyterne vil trekke ut sine innskudd eller kreve høyere rente av en bank som har høy andel misligholdte lån. (Martinez Peria og Schmukler (2001)) Det vil si at koeffisienten foran denne variabelen i likning (1) må være negativ, mens den for likning (2) må være positiv for at vår hypotese er korrekt. Igjen så kan innskyterne ha problemer med å disiplinere bankene basert på denne indikatoren, fordi det kan være vanskelig å skaffe seg informasjon om denne indikatoren. Derfor er heller ikke denne variabelen inkludert i tilbudsfunksjonen. (Likning (3))

Jeg har nå gått igjennom de forskjellige indikatorene som blir brukt mye i litteraturen om markedsdisiplin. Jeg har sett på hvordan de a priori kan ventes å påvirke markedsdisiplinen, eller da tilbudet av innskudd. Men som allerede nevnt i kapittel 3.1, så vil også etterspørselseffekter påvirke koeffisientene i (1) og (2), fordi de bare kan tolkes som virkningskoeffisienter. Og for en variabel som både påvirker tilbudet og etterspørselen av innskudd, så vil det for den estimerte koeffisienten være vanskelig å vite om det er etterspørselseffektene eller tilbudseffektene som driver resultatet. Det at vektorene β og α får de verdiene jeg a priori har nevnt i avsnittene over er dermed ikke sikkert, og selv om de måtte ha det, så er dette alene ikke tilstrekkelig evidens for at innskyterne bedriver markedsdisiplin. Jeg vil derfor i kapittel 4.2.3 se nærmere på de variablene som kan tenkes å påvirke etterspørselen etter innskudd.

Jeg har også valgt å inkludere to andre variable i tilbudsfunksjonen. Det gjelder aksjevolatiliteten og aksjeavkastningen. Dette er to variable som tar høyde for hvordan

²⁸ Kan beskrives ved en sannsynlighetsfordeling med tykkere haler.

innskyterne alternativt kan spare pengene sine. Aksjeavkastningen vil ta høyde for hva man alternativt kunne fått av renter ved å investere på børsen, mens aksjevolariteten tar høyde for til hvilken risiko dette gjøres. Det er da å forvente at høyere aksjeavkastning for alt annet likt, vil redusere tilbudet av innskudd, fordi man vil få større relativ avkastning enn før ved å kjøpe aksjer framfor å sette pengene sine i banken. Aksjeavkastningen har jeg estimert ved å se den relative endringen på OSEBX indeksen fra en periode til neste, i prosent²⁹ Økt aksjevolaritet på sin side for alt annet likt, vil bety at man får samme avkastning på børsen, men med høyere risiko, og dermed øke tilbudet av innskudd fra innskyterne. Aksjevolariteten har jeg estimert ved å se på det normaliserte standardavviket på OSEBX indeksen på Oslo Børs i løpet av det gjeldende kvartal.³⁰ Tall på utviklingen av OSEBX indeksen har jeg fått tilgjengelig gjennom Norges Bank.

4.2.3 Variable som bare påvirker etterspørselen

Soliditeten til en bank kan tenkes å påvirke etterspørselen etter innskudd, for hvis soliditeten til bank er dårlig kan man vente seg at banken vil forbedre den. (kjernekapitaldekningsgraden er lav.) Enten fordi den har reguleringskrav fra myndighetene å forholde seg til, banken ønsker selv å sikre seg mot dårligere tider eller at banken forstår at innskyterne vil redusere tilbudet av innskuddene hvis ikke banken forbedrer soliditeten. Banken kan velge å forbedre soliditeten ved å redusere andelen risikofulle eiendeler og da tilsvarende gjeld. Gjelden kan reduseres ved eventuelt å redusere innskudd eller obligasjons- og sertifikatgjeld, noe som vil bety at etterspørselen etter innskudd reduseres for banker med dårlig soliditet. Altså at både tilbudet og etterspørselen av innskudd vil øke hvis banken har høy soliditet. Men dette er ikke det eneste scenarioet. Det kan også være slik at en bank med lav soliditet vil øke risikoen i sin investeringsportefølje, fordi den kan se det som den eneste muligheten til å komme ut av soliditetsproblemen på. Hvis det er tilfelle kan det tenkes at bankens etterspørsel av innskudd øker, fordi banken må øke gjelden i takt med utvidelsen av de risikofulle utlånene. Som vi skjønner er det mange effekter her som kan være i spill, og det er ikke a priori sikkert hvilken av effektene som vil dominere.

²⁹ $aa_t = \frac{OSEBX_t - OSEBX_{t-1}}{OSEBX_{t-1}}$

³⁰ $av_t = \frac{\text{St.avviket på indeksen}_t}{\text{Gjennomsnittlig indeksen}_t}$. For å få sammenlignbare data for de forskjellige periodene er st.avviket på indeksen og den gjennomsnittlige indeksen beregnet for de siste 58 dagene børsen var åpen i hvert kvartal.

Likviditeten til en bank kan også tenkes å påvirke tilbudet etter innskudd. Hvis for eksempel en bank trenger mer likvide midler vil det på kort sikt kanskje være vanskelig å endre eiendelsporteføljen. Dermed vil den eneste måte å endre likviditetssituasjonen være igjennom å utstede gjeld, enten igjennom innskudd eller obligasjons- og sertifikatmarkedet, for så å bruke denne gjelden til å investere i likvide midler. Dermed kan likviditetssituasjonen til en bank påvirke etterspørselen etter innskudd. Lite likvide midler vil da gi høy etterspørsel etter innskudd. Tilbudet og etterspørselen vil da bli påvirket av likviditetssituasjonen i hver sin retning. Hvilken av effektene som vil dominere er det a priori vanskelig å si.

Når det gjelder de tre siste variablene er det mer usikkert hvordan eller hvorfor de vil påvirke etterspørselen av innskudd. Men resultatet til banken kan til en viss grad tenkes å påvirke etterspørselen etter innskudd. Det vil være tilfelle hvis resultatet endrer risikoprofilen banken velger. For eksempel kan det tenkes at en bank med store underskudd vil ta mer risiko, fordi den ser på det som den eneste veien å komme seg ut av uføre på. Men akkurat hvordan dette vil påvirke etterspørselen av innskudd er allikevel vanskelig å vite. Det samme vil gjelde for andelen misligholdte utlån og de ikke-renterelaterte kostnadene. Jeg har uansett valgt å ikke inkludere disse variablene i etterspørselsfunksjonen, fordi jeg antar at de ovennevnte effektene er ubetydelige, eller fraværende.

Et viktig skille mellom tilbudsfunksjonen og etterspørselsfunksjonen kan være viktig å poengtere. Det er at innskyterne ikke kan basere sin markedsdisiplin på de nåværende bankrisikofaktorene, fordi det tar tid før statistikken blir offentliggjort. Noe som vil være i sterk motsetning til hvilken stilling bankene selv står i. For de vil ha god informasjon om alle bankens poster, både i fortiden og nåværende forhold. De kan også tenkes å ha et visst bilde av hvordan fremtiden vil se ut, å tilpasse seg deretter.³¹ Det kan dermed tenkes at bankenes etterspørsel påvirkes av nåværende og framtidige forhold, men kanskje ikke av fortiden. Det kommer av at bankene er fremtidsrettet. De prøver å tilpasse seg best mulig i nåtid og fremtid, mens det som har skjedd i fortiden nå ikke lengre er under bankens kontroll. Hvis denne antagelsen er korrekt vil det ikke lengre være noe problem med å tolke koeffisientene β og α i (1) og (2) ene og alene som tilbudsbestemte koeffisienter. Men estimeringen av (1) og (2) slik som det blir gjort i litteraturen er likevel problematisk. Det kommer av at de ikke inkluderer variablene som kan tenkes å påvirke etterspørselen, og som med stor sannsynlighet vil være

³¹ Igjennom budsjettene.

korrelert med $bankrisiko_{i,t-1}$, med det resultat at estimatene vil lide av utelatt variabel skjevhet.

Etterspørselen vil også være avhengig av en rekke andre faktorer. Hver bank har sin egen risikoprofil, og vil derfor ha satt sammen sine eiendeler og gjeld på forskjellig måter. Bankenes eiendeler er stort sett bestående av innskudd i andre banker og sentralbanken, obligasjoner og sertifikater utstedt til andre interessenter og utlån til kunder. Banker kan også ha noen eiendeler i fond av forskjellige slag. Mens bankenes gjeld er i all hovedsak bestående av innskudd fra kunder, obligasjons- og sertifikatslån, lån fra sentralbanken (F-lån) og egenkapital. Alle disse balansepostene vil kunne påvirke etterspørselen av innskudd, og må derfor inkluderes i likning (4) over. For eksempel hvis man i en periode får større tilbud av innskudd, så kan man enten velge å øke eiendelene sine tilsvarende, redusere annen gjeld eller en kombinasjon av dem. Og hvis man i et annet tilfelle klarer å finansiere seg billig i for eksempel obligasjons- og sertifikatsmarkedet vil dette kunne redusere etterspørselen av innskudd og/eller øke etterspørselen av en eller fler eiendelsposter. Avgjørelsene i situasjonen over vil være avhengig om man ønsker å ekspandere, forbedre likviditeten eller endre risikoprofilen til banken. Dermed er det a priori vanskelig å predikere koeffisientene foran disse variablene, men de vil så absolutt ha noe å si for etterspørselen av innskudd.

Jeg har også valgt å inkludere utlånsrenten og 3 måneders NIBOR renten som forklarende variable i likningen (4).³² Også disse er korrigert på samme måten som innskuddsrenten. Det vil si at utlånsrenten er trukket fra minste observerte utlånsrenten for bankene i samme kvartal, mens NIBOR renten er trukket fra samme minste innskuddsrenten som det ble gjort for innskuddsrenten selv. Disse rentene har jeg valgt å inkludere, fordi økt utlånsrenten for alt annet likt kan bety at banken ønsker å låne ut mer, men for at banken skal kunne benytte seg av denne økte avkastningen på sine utlån, så må bankene øke gjelden sin. Det kan for eksempel gjøres igjennom økt etterspørsel etter innskudd. 3 måneders NIBOR renten har jeg også inkludert, fordi denne variabelen vil indikere alternativkostnaden ved annen gjeld enn innskudd fra innskyterne, altså obligasjons- eller sertifikatsgjeld. Hvis denne renten er høy i forhold til innskuddsrenten vil det si at det er billigere for en bank og finansiere seg selv igjennom innskudd enn i obligasjons- og sertifikatsmarkedet.³³

³² NIBOR = Norwegian Interbank Offered Rate.

³³ "Nibor (markedsrentene) kvoterer daglig i markedets åpningstider mellom klokken 09,00 og 16,00. I dette tidsrummet beveger rentene seg normalt etter tilbud og etterspørsel. Men klokken 12.00 bestemmes (fixes) den

Tabell 1: Beskrivelse av variable		
Forkortelse brukt i Stata	Beskrivelse av variablene ³⁴	Kommentarer
De forskjellige innskuddsinndelingene, i modellen nevnt som dg_{it}, og renten.		
VIT	Veksten i innskudd totalt, i prosent.	Har ikke fullstendig samsvarende rentedata
VIP	Veksten i innskudd fra publikum ³⁵ , i prosent.	
VIS	Veksten i innskudd garantert av Bankenes sikringsfond, i prosent.	Har ikke fullstendig samsvarende rentedata
VIU	Veksten i innskudd ikke garantert av Bankenes sikringsfond, i prosent.	Har ikke fullstendig samsvarende rentedata
IRP	Innskuddsrente publikum minus den minste observerte innskuddsrenten for bankene inkludert i mitt datasett, i prosent.	
Andre variable		
URP	Utlånsrente publikum minus den minste observerte utlånsrenten for bankene inkludert i mitt datasett, i prosent.	
LIK	Konter og innskudd i andre banker, stats- og statsgaranterte sertifikater og obligasjoner og innskudd og konter i Norges Bank i forhold til fvk ³⁶ , i prosent.	
KKD	Kjernekapitaldekningsgraden, i prosent.	
OSG	Omsettelig sertifikatgjeld og ihendehaverobligasjonsgjeld i forhold til fvk, i prosent.	
OSF	Fond og ihendehaverobligasjoner og andre omsettelige sertifikater i forhold til fvk (eiendeler), i prosent.	
FL	F-lån i forhold til fvk, i prosent.	
MIS	Misligholdte utlån i forhold til totalt utlån, i prosent.	
UTL	Totalt utlån i forhold til fvk, i prosent.	
RES	Resultat etter skatt i forhold til fvk, i prosent	
KOST	Ikke-renterelaterte kostnader i forhold til fvk, i prosent.	
AA	Aksjevolumet på Oslo børs (OSEBX indeksen), estimert med den prosentvise endringen i indeksen ved utgangen av hvert kvartal.	
AV	Aksjevolumet på Oslo børs (OSEBX indeksen), estimert ved det normaliserte st.avviket på indeksen på de siste 58 dagene i hvert kvartal.	
VBNP	Veksten i BNP, ikke sesongjustert, i prosent.	
NIB	3 mnd NIBOR rente minus den minste observerte innskuddsrenten for bankene inkludert i mitt datasett, i prosent.	

renten som benyttes i de fleste rentederivater. Fixingen tar utgangspunkt i priser fra 6 av de største markedsaktørene i Norge (banker). Høyeste og laveste pris strykes, deretter beregnes gjennomsnittet av de resterende fire bankenes priser. Dette gjennomsnittet blir så den fixe Nibor for denne aktuelle perioden.”, sitert fra nettsiden; www.dnbno.no/markets/obligasjoner_sertifikater/hva_er_nibor.html (den 25.10.2010).

³⁴ Alle variablene som jeg oppgir er i prosent, er i mitt datasett registrert som x,00 og ikke 0,0x, for en variabel som er i x prosent.

³⁵ Innskudd fra publikum er definert som summen av innskudd fra kommunesektoren (inkludert fylkeskommunen), innskudd fra næringsmarkedet (private foretak) og innskudd fra lønntakere.

³⁶ Fvk = forvaltningskapital.

5 Økonometriske problemer og utvidelser

I kapittel 4 gikk jeg igjennom hvorfor og hvordan de forskjellige variablene kan tenkes å påvirke etterspørselen og tilbudet av innskudd. I dette kapittelet skal jeg konsentrere meg om mer grunnleggende økonometriske problemer ved estimering av modellene. Først vil jeg i kapittel 5.1 diskutere hvilke av variablene nevnt i kapittel 4 som kan tenkes å være eksogene og endogene. Dette er viktig å gjøre før jeg diskuterer de forskjellige modellenes identifiserbarhet. Så vil jeg i kapittel 5.2 se nærmere på den halvreduserte modellen, bestående av likning (1) og (2). Videre vil jeg i kapittel 5.3 se på tilbuds- og etterspørselsmodellen. Og til slutt i kapittel 5.4 vil jeg diskutere forskjellige utvidelser av modellen fra kapittel 5.3.

5.1 Eksogene og endogene variable

Her vil jeg først argumenter for hvilke variable i modellene som kan anses som eksogene og endogene. Betingelsen for at en variabel kan sees på som en eksogen variabel i en enkel likning på formen:

$$y_{it} = a_i + bx_{it} + \epsilon_{it}$$

Er at:

$$E_t[\epsilon_{it}] = 0 \text{ og } x_{it} \perp \epsilon_{it} (*)$$

Denne betingelsen betyr at restleddet har marginal forventning lik null, og at den antatt eksogene variabel og restleddet er ortogonale. (Som impliserer at de er ukorrelerte) (Se Biørn (2003) og Biørn(2009)) Hvis en variabel ikke tilfredsstill disse kravene vil variabelen bli betegnet som endogen.

5.1.1 Variable som påvirker både etterspørselen og tilbudet

Den korrigerte innskuddsrenten vil helt klart være endogen. Det kommer av at innskuddsveksten og innskuddrenten vil bli bestemt ved et samspill mellom tilbud og etterspørsel. Hvis vi for eksempel tenker oss at det er ett eller annet som ikke er spesifisert i

modellen, men som likevel i perioden t øker tilbudet av innskudd, og som derfor vil gi ønsket innskuddvekst. Det vil si at ε_{it} i likningen (3) er positiv. Innskuddveksten er også inkludert i etterspørselsfunksjonen, men her har ikke etterspørsel av innskudd forandret seg, og bankene vil redusere innskuddsrenten slik at det igjen er likevekt mellom tilbud og etterspørsel.

Dermed har jeg at restleddet vil være korrelert med innskuddrenten, og denne variabelen vil derfor være endogen. Innskuddsrenten opphøyd i andre vil av samme grunn også være det.

Veksten i BNP er på sin side bestemt ene og alene utenfor min modell, og vil derfor være en eksogen variabel i både tilbudsfunksjonen og etterspørselsfunksjonen.

5.1.2 Variable som bare påvirker etterspørselen

Alle balansepostene til banken må antas å være endogene. Det vil si utlån, obligasjons- og sertifikats- gjeld og fordringer og F-lån, alle sett i forhold til forvaltningskapitalen. Enkleste måten å forklare dette på er og ta utgangspunkt i at det er et eller annet som ikke er spesifisert i modellen som øker etterspørselen av innskudd i perioden t . Det vil si at u_{it} vil være positiv. Denne økte innskuddsveksten må bety at passivasiden til banken initialt har økt, og for at balansen igjen skal gå i balanse, så må variablene på aktivasiden økes, eller andre variable på passivasiden reduseres. Hvilken av balansepostene som blir påvirket er a priori vanskelig å forutsette, og man må ta utgangspunkt i at alle kan tenkes å endres i eksempelet over. Dermed vil alle balansevariablene være korrelert med restleddet i etterspørselsfunksjonen, og derfor per definisjon være endogene variable.

For at kjernekapitaldekningsgraden i den aktuelle perioden ($kkd_{i,t}$) må anses som endogen, må det finnes en form for teoretisk korrelasjon mellom restleddet i etterspørselsfunksjonen og $kkd_{i,t}$. Grunnlaget for at en slik teoretisk korrelasjon finnes kan skyldes flere ting. For eksempel kan det skyldes endringer i markeds- og risikostrategien bankene tar eller forskjellige reguleringsendringer av bankens soliditetskrav fra myndighetenes side, som begge er effekter som vil være inneholdt i restleddet. Disse endringene kan påvirke både ønsket soliditet og hvor mye innskudd banken ønsker seg. Og det kan gi en form for teoretisk korrelasjon mellom restleddet i etterspørselslikningen (u_{it}) og $kkd_{i,t}$. En kan i tillegg få en slik teoretisk korrelasjon, ved at bankene vet innskyterne disiplinere dem med hensyn på kjernekapitaldekningsgraden (da lagget), slik som det fremgår av likning (3). Noe som betyr at det vil ta en periode fra bankene forbedrer soliditeten til de eventuelt ser resultatene av

denne handlingen i form av høyere innskuddsvekst. Men betinget at det ikke er noen form for autokorrelasjon i restleddet, så vil banken forvente seg at dette initiale ”etterspørselsjokket” har død ut til neste periode. Noe som dermed betyr at banken ikke kan ha noe formening om hvordan bankens ”etterspørselsjokk” i neste periode vil være, og har derfor heller ikke noe insentiv til å påvirke tilbudet av innskudd i neste periode. Derimot kan banken ha insentiv til å påvirke tilbudet av innskudd i framtiden, hvis man kan forvente en viss grad av autokorrelasjon i restleddet.³⁷ Det kommer av at det initiale ”etterspørselsjokket” da vil vedvare noen perioder fram i tid. Denne siste typen korrelasjon vil altså gjøre seg gjeldene hvis man forventer seg at restleddet viser en form for autokorrelasjon, mens den vil være fraværende hvis restleddet ikke er autokorrelert. Uansett vil man måtte anta at $kkd_{i,t}$ er endogen i etterspørselsfunksjonen, og det samme vil gjelde for $fkcd_{i,t+1}$. Men for denne forventede kjernekapitaldekningsgraden vil man få ytterligere problemer. Det kommer av at denne variabelen ikke er observerbar.

Andelen likvide midler kan på lik linje med kjernekapitaldekningsgraden tenkes å være korrelert med restleddet u_{it} . Som kan skyldes at endringer i markeds- og risikostategien bankene tar og/eller forskjellige reguleringsendringer av bankens likviditetskrav kan både påvirke etterspørselen etter innskudd og andelen likvide midler bankene besitter. Dermed vil vi også her få et grunnlag for å mene at $lik_{i,t}$ og $flik_{i,t+1}$ er endogene variable i etterspørselsfunksjonen. I tillegg vil vi også her få korrelasjon mellom andelen likvide midler og restleddet, hvis vi har at restleddet viser en form for autokorrelasjon, og at argumentet ”hvis banken vet at innskyterne disiplinerer bankene med hensyn på andelen likvide midler, så...” holder også her. Noe som er betinget på at innskyterne virkelig har muligheten til å skaffe seg informasjon om denne variabelen. Noe jeg er tvilende til, og derfor vil vi i min modell ikke ha at $lik_{i,t}$ er endogen ved en slik form for teoretisk korrelasjon. Men uansett vil både $lik_{i,t}$ og $flik_{i,t+1}$ være endogene i etterspørselsfunksjonen.

Utlånsrenten vil bli bestemt av forhold i markedet for utlån, dermed forutsetter jeg at denne variabelen er eksogen i etterspørselsfunksjonen. Det samme gjelder NIBOR renten som blir bestemt på obligasjons- og sertifikatsmarkedet, og derfor er utenfor hver enkeltbankes kontroll.

³⁷ Jeg vil i kapittel 5.1.3 argumenter på hvorfor man kan forvente seg en slik form for autokorrelasjon i restleddet.

5.1.3 Variable som bare påvirker tilbudet

Kjernekapitaldekningsgraden lagget en periode er inkludert i tilbudsfunksjonen. Spørsmålet er om denne variabelen kan tenkes å være ukorrelert med restleddene ε_{it} og u_{it} . Jeg vil vise med forutsetningene gitt under at dette ikke kan være tilfelle.

Tilbudsfunksjonen:

$$dg_{it} = \delta_i + \vartheta_{s1}r_{it} + \vartheta_{s2}r_{it}^2 + \beta_{s1}kkd_{i,t-1} + \mu_s\Delta bnp_t + \varphi_{s1}aa_t + \varphi_{s2}av_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Hvor; $bnp_t \perp \varepsilon_{it}$, $av_t \perp \varepsilon_{it}$, $aa_t \perp \varepsilon_{it}$,

$\varepsilon_{it} = \mu\varepsilon_{it-1} + w_{it}$, $w_{it} \sim IID(0, \sigma_w^2)$, $\varepsilon_{it-1} \perp w_{is}$ og $kkd_{it-1} \perp w_{is}$ for alle t, s . (**)

Og at $E_t[\varepsilon_{i,t}] = 0$, $E_t[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] = c_{ij}\mu^{|t-s|}\sigma_\varepsilon^2$, $i, j = 1, \dots, N; t, s = 1, \dots, T$,

hvor $c_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{for } i = j \\ \rho_{ij} & \text{for } i \neq j \end{cases}$ ³⁸

Etterspørselsfunksjonen:

$$dg_{it} = \theta_i + \vartheta_D r_{it} + \beta_{D+1}fkkd_{i,t+1} + \beta_D kkd_{i,t} + \rho_{D+1}flik_{i,t+1} + \rho_D lik_{i,t} + \tau_{D1}utl_{i,t} + \tau_{D2}urp_{i,t} + \tau_{D3}osf_{i,t} + \tau_{D4}osg_{i,t} + \tau_{D5}fli_{i,t} + \tau_{D6}nib_t + \mu_D \Delta bnp_t + u_{it} \quad (4)$$

Hvor; $urp_{i,t} \perp u_{it}$ $nib_t \perp u_{it}$ $bnp_t \perp u_{it}$

$u_{it} = \gamma u_{it-1} + n_{it}$, $n_{it} \sim IID(0, \sigma_n^2)$, $u_{it-1} \perp n_{is}$ og $kkd_{it-1} \perp n_{is}$ for alle t, s . (***)

Og at $E_t[u_{i,t}] = 0$, $E_t[u_{it}u_{js}] = d_{ij}\gamma^{|t-s|}\sigma_u^2$, $i, j = 1, \dots, N; t, s = 1, \dots, T$,

hvor $d_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{for } i = j \\ \xi_{ij} & \text{for } i \neq j \end{cases}$ ³⁹

Jeg har altså antatt at restleddene i både tilbudsfunksjonen og etterspørselsfunksjonen er autokorrelerte. Denne autokorrelasjonen har jeg valgt å modellere som en førsteordens autoregressiv prosess (AR(1) prosess). Dette vil selvfølgelig være en forenkling av den

³⁸ Vi vil altså ha en viss korrelasjon mellom restleddene mellom bankene, noe som kan komme av at de forskjellige bankene blir utsatt for de samme "tilbudssjokkene". Formen på ρ_{ij} er derimot uvisst.

³⁹ Vi vil altså ha en viss korrelasjon mellom restleddene mellom bankene, noe som kan komme av at de forskjellige bankene blir utsatt for de samme "etterspørselssjokkene". Formen på ξ_{ij} er derimot uvisst.

komplekse virkeligheten, men denne antagelsen gjør modellen håndterbar. At u_{it} er autokorrelert kan komme av at forskjellige ”etterspørselssjokk” inneholdt i restleddet vedvarer over en lengre periode. Endringer i markedsstrategi eller risikoprofil for en bank, kan for eksempel være inneholdt i restleddet. Slike endringer kan ta tid, og vi kan få en viss korrelasjon mellom restleddet i denne perioden og restleddene i de kommende periodene. At ε_{it} på sin side er autokorrelert kan komme av at forskjellige ”tilbudssjokk” vedvarer over flere perioder, slik at restleddet i denne perioden vil være korrelert med kommende perioder. Men hva kan tenkes å bidra til en slik autokorrelasjon i restleddet? Det kan for eksempel være endringer i innskytternes oppfatning av risiko ved andre former for sparing. For eksempel ved økt usikkerhet i boligmarkedet, som kan bety at mer sparing blir gjort i form av innskudd i bankene. Og denne usikkerheten vil ikke være over i løpet av et kvartal, og man kan forvente seg at et slik ”sjokk” kan vedvare over en lengre periode. Uansett vil jeg i kapittel 6 teste om restleddet ε_{it} er autokorrelert. Dette kan gjøres ved å benytte seg av residualene, som vil si de estimerte restleddene ($\hat{\varepsilon}_{it}$)⁴⁰. For så å sette de inn i (**), og estimere koeffisienten μ . Hvis den er signifikant forskjellig fra null, så kan vi ikke forkaste hypotesen om at restleddene er autokorrelert.

Så er $kkd_{i,t-1}$ endogen eller eksogen? Det skal vise seg å avhenge av⁴¹;

$$Cov(kkd_{i,t-1}, \varepsilon_{it}) = Cov(kkd_{i,t-1}, \mu\varepsilon_{it-1} + w_{it}) =$$

$$\begin{aligned} &\neq 0 \text{ hvis ikke } kkd_{i,t} \perp \varepsilon_{it} \text{ og } \mu > 0 \\ \mu Cov(kkd_{i,t-1}, \varepsilon_{it-1}) &= 0 \text{ hvis } kkd_{i,t} \perp \varepsilon_{it} \text{ og / eller } \mu = 0 \end{aligned}$$

Og/eller:

$$Cov(kkd_{i,t-1}, u_{it}) = Cov(kkd_{i,t-1}, \gamma u_{it-1} + n_{it}) =$$

$$\begin{aligned} &\neq 0 \text{ hvis ikke } kkd_{i,t} \perp u_{it} \text{ og } \gamma > 0 \\ \gamma Cov(kkd_{i,t-1}, u_{it-1}) &= 0 \text{ hvis } kkd_{i,t} \perp u_{it} \text{ og / eller } \gamma = 0 \end{aligned}$$

Altså $kkd_{i,t-1}$ vil være endogen hvis $kkd_{i,t}$ og ε_{it} er korrelerte og at ε_{it} er autokorrelert og/eller hvis $kkd_{i,t}$ og u_{it} er korrelerte og u_{it} er autokorrelert. Ellers vil $kkd_{i,t-1}$ være eksogen⁴² Så kan det tenke seg å være et eller annet i restleddet ε_{it} , som altså påvirker tilbudet

⁴⁰ Se kapittel 6 for en nærmere forklaring.

⁴¹ Betinget av at (**) og (***) virkelig er riktige antagelser om formen for autokorrelasjonen mellom restleddene.

⁴² Er $Cov(x, y) = 0$, så er $Corr(x, y) = 0$ og $x \perp y$. (Betinget på at det er variasjon i både x og y.)

av innskudd, og samtidig påvirker bankenes $kkd_{i,t}$? Dette kan være tilfelle, fordi myndigheten under og etter resesjoner ofte endrer reguleringen av bankene⁴³ (endrer soliditetskrav), samtidig som de oppfordrer befolkningen til å bruke mer penger, for at økonomien skal komme i gang igjen.⁴⁴ Er dette en riktig antagelse, så må vi anse $kkd_{i,t-1}$ som endogen i tilbudsfunksjonen hvis ε_{it} er autokorrelert. Altså uansett om u_{it} er autokorrelert eller ikke.

Hvis min forutsetning om at innskyterne ikke kan disiplinere bankene med hensyn på risikofaktorene; andel likvide midler ($lik_{i,t-1}$), resultatet etter skatt ($res_{i,t-1}$), ikke-renterelatert kostnader ($kost_{i,t-1}$) og andelen misligholdte lån ($mis_{i,t-1}$) på grunn av manglende informasjon er feil, så må man inkludere disse i likningen (3), slik som gjort i likningen (3') i kapittel 5.2. Men med mine forutsetninger over og med tilsvarende argumentasjon som for kjernekapitaldekningsgraden i dette kapitlet og i kapittel 5.1.2 vil alle disse variablene også være endogene. Er derimot min antagelse om at innskyterne ikke har tilgjengelig informasjon på disse variablene riktig, så vil $res_{i,t-1}$, $mis_{i,t-1}$ og $kost_{i,t-1}$ ikke være korrelert med restleddet, og jeg kan bruke de som instrumenter. Men for at de skal være instrumenter må jeg i tillegg ha at de er korrelert med den variabelen de skal instrumentere. Noe som basert på mine antagelser vil være tilfelle for disse variablene. De er korrelert med innskuddrenten, det er jo de funnene mange av de andre artiklene på området har funnet, se for eksempel Karas et al (2009). Og de er alle variable som blir bestemt utenfor modellen og vil ikke være korrelert med restleddet. Men kan det tenkes at $res_{i,t-1}$, $mis_{i,t-1}$ og $kost_{i,t-1}$ er gode instrumenter for $kkd_{i,t-1}$? Det kan tenkes, fordi et dårlig kvartalsresultat vil "tære" på kapitalreservene til en bank, dette vil redusere kjernekapitaldekningsgraden, og dermed vil man kunne forvente at $res_{i,t-1}$ og $kkd_{i,t-1}$ er korrelerte. Det betyr at $res_{i,t-1}$ vil være et gyldig instrument for $kkd_{i,t-1}$. Det ikke-renterelaterte kostnadsnivået og andelen misligholdte lån kan også tenkes å være korrelert med kjernekapitaldekningsgraden, fordi et høyt nivå på disse kostnadene og en høy andel misligholdte lån vil bety at en bank drives lite effektivt, og det kan igjen føre til at banken kan ha vanskeligheter med skaffe seg kjernekapital fra forskjellige investorer. Noe som vil føre til en viss korrelasjon mellom disse variablene. $lik_{i,t-1}$ på sin side vil derimot ikke kunne bli brukt som instrument, fordi denne variabelen vil på lik linje med $kkd_{i,t-1}$ være korrelert med ε_{it} .

⁴³ Gjelder de resesjonene som skyldes eller har bidratt til finansiell ustabilitet.

⁴⁴ Myndighetene vil her inkludere både staten og Norges Bank.

Når det gjelder aksjeavkastningen og aksjevolatiliteten vil de bli bestemt av forhold utenfor modellen, og vil derfor være eksogene variable i tilbudsfunksjonen.

5.2 Halvredusert form spesifisering

Jeg vil her starte med å utlede (1) og (2) fra noen modifiserte likninger av (3) og (4). Det jeg vil vise med dette er at de økonometriske modellene som har blitt brukt i litteraturen lider av misspesifisering. Det kommer av at variable som kan tenkes å påvirke innskuddsrenten og innskuddsveksten og som samtidig kan tenkes å være korrelert med *bankrisiko*_{*i,t-1*} er utelatte. Noe som vil gi skjevhet i estimatorene. Jeg får:

Tilbudsfunksjon:

$$dg_{it} = \delta_i + \vartheta_{s1}r_{it} + \beta_{s1}kkd_{i,t-1} + \beta_{s2}res_{i,t-1} + \beta_{s3}lik_{i,t-1} + \beta_{s4}mis_{i,t-1} + \beta_{s5}kost_{i,t-1} + \mu_s\Delta bnp_t + \varphi_{s1}aa_t + \varphi_{s2}av_t + \varepsilon_{it} \quad (3')$$

Hvor jeg nå har tilpasset tilbudskurven til hvordan man har tenkt seg den i for eksempel Martinez Peria og Schmukler (2001) og Ioannidou og Dreu (2006).⁴⁵ Det vil si at jeg også har inkludert $lik_{i,t-1}$, $mis_{i,t-1}$, $res_{i,t-1}$ og $kost_{i,t-1}$ som forklaringsvariable i likningen (3). Hvor $lik_{i,t-1}$, $mis_{i,t-1}$, $res_{i,t-1}$ og $kost_{i,t-1}$ er definert som før, og alle lagget med ett kvartal. I tillegg forutsetter jeg i likning (3') at man ikke har en bakoverbøyd tilbudskurve, og at innskyterne har full informasjon om alle bankrisikovariablene.

Etterspørselsfunksjonen er helt lik som den i kapittel 3.2:

$$dg_{it} = \theta_i + \vartheta_D r_{it} + \beta_{D+1} fkkd_{i,t+1} + \beta_D kkd_{i,t} + \rho_{D+1} flik_{i,t+1} + \rho_D lik_{i,t} + \tau_{D1} utl_{i,t} + \tau_{D2} urp_{i,t} + \tau_{D3} osf_{i,t} + \tau_{D4} osg_{i,t} + \tau_{D5} fl_{i,t} + \tau_{D6} nib_t + \mu_D \Delta bnp_t + u_{it} \quad (4)$$

Hvis vi så løser (3') og (4) med hensyn på dg_{it} og r_{it} får vi:

$$r_{it} = \frac{\delta_i - \theta_i}{\vartheta_D - \vartheta_S} + \frac{\beta_{s1}}{\vartheta_D - \vartheta_S} kkd_{i,t-1} + \frac{\beta_{s2}}{\vartheta_D - \vartheta_S} res_{i,t-1} + \frac{\beta_{s3}}{\vartheta_D - \vartheta_S} lik_{i,t-1} + \frac{\beta_{s4}}{\vartheta_D - \vartheta_S} mis_{i,t-1} + \frac{\beta_{s5}}{\vartheta_D - \vartheta_S} kost_{i,t-1} - \frac{\beta_{D+1}}{\vartheta_D - \vartheta_S} fkkd_{i,t+1} - \frac{\beta_D}{\vartheta_D - \vartheta_S} kkd_{i,t} - \frac{\rho_{D+1}}{\vartheta_D - \vartheta_S} flik_{i,t+1} - \frac{\rho_D}{\vartheta_D - \vartheta_S} lik_{i,t} - \frac{\tau_{D1}}{\vartheta_D - \vartheta_S} utl_{i,t} -$$

⁴⁵ De har riktignok ikke akkurat de samme definisjonene på de forskjellige variablene.

$$\frac{\tau_{D2}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{urp}_{i,t} - \frac{\tau_{D3}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{osf}_{i,t} - \frac{\tau_{D4}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{osg}_{i,t} - \frac{\tau_{D5}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{fl}_{i,t} - \frac{\tau_{D6}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{nib}_t + \frac{\mu_s - \mu_D}{\vartheta_D - \vartheta_s} \Delta \text{bnp}_t + \frac{\varphi_{s1}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{aa}_t + \frac{\varphi_{s2}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{av}_t + \frac{\varepsilon_{it} - u_{it}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \quad (1')$$

$$\begin{aligned} dg_{it} = & \frac{\vartheta_D \delta_i - \vartheta_s \theta_i}{\vartheta_D - \vartheta_s} + \frac{\vartheta_D \beta_{s1}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{kkd}_{i,t-1} + \frac{\vartheta_D \beta_{s2}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{res}_{i,t-1} + \frac{\vartheta_D \beta_{s3}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{lik}_{i,t-1} + \frac{\vartheta_D \beta_{s4}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{mis}_{i,t-1} + \\ & \frac{\vartheta_D \beta_{s5}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{kost}_{i,t-1} - \frac{\vartheta_s \beta_{D+1}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{fkkd}_{i,t+1} - \frac{\vartheta_s \beta_D}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{kkd}_{i,t} - \frac{\vartheta_s \rho_{D+1}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{flik}_{i,t+1} - \frac{\vartheta_s \rho_D}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{lik}_{i,t} - \\ & \frac{\vartheta_s \tau_{D1}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{utl}_{i,t} - \frac{\vartheta_s \tau_{D2}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{urp}_{i,t} - \frac{\vartheta_s \tau_{D3}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{osf}_{i,t} - \frac{\vartheta_s \tau_{D4}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{osg}_{i,t} - \frac{\vartheta_s \tau_{D5}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{fl}_{i,t} - \frac{\vartheta_s \tau_{D6}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{nib}_t + \\ & \frac{\vartheta_D \mu_s - \vartheta_s \mu_D}{\vartheta_D - \vartheta_s} \Delta \text{bnp}_t + \frac{\vartheta_D \varphi_{s1}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{aa}_t + \frac{\vartheta_D \varphi_{s2}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \text{av}_t + \frac{\vartheta_D \varepsilon_{it} - \vartheta_s u_{it}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \quad (2') \end{aligned}$$

Som betyr at vektorene β og α blir som følger:

$$\beta = \left(\frac{\vartheta_D \beta_{s1}}{\vartheta_D - \vartheta_s}, \frac{\vartheta_D \beta_{s2}}{\vartheta_D - \vartheta_s}, \frac{\vartheta_D \beta_{s3}}{\vartheta_D - \vartheta_s}, \frac{\vartheta_D \beta_{s4}}{\vartheta_D - \vartheta_s}, \frac{\vartheta_D \beta_{s5}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \right)$$

$$\alpha = \left(\frac{\beta_{s1}}{\vartheta_D - \vartheta_s}, \frac{\beta_{s2}}{\vartheta_D - \vartheta_s}, \frac{\beta_{s3}}{\vartheta_D - \vartheta_s}, \frac{\beta_{s4}}{\vartheta_D - \vartheta_s}, \frac{\beta_{s5}}{\vartheta_D - \vartheta_s} \right)$$

For å få en oversikt over de a priori fortegnene til de forskjellige koeffisientene har jeg laget en tabell under. I første kolonne er det forventede fortegnet på strukturkoeffisientene gitt. Det vil si koeffisientene til den gitte variabelen i likningene (3') og (4). I andre og tredje kolonne er det forventede fortegnet på de halvreduserte form koeffisientene gitt. I andre kolonne for koeffisientene foran den gitte variabelen i likning (1') og i tredje kolonne foran den gitte variabelen i likning (2').

Tabell 2: Forventede fortegn på koeffisienter.⁴⁶

Forklaringsvariabelen (koeffisienten tilhørende forklaringsvariabelen)	Forventet fortegn på strukturkoeffisientene foran variabelen.	Fortegn på halvredusert form koeffisientene i innskuddsrelasjonene (β og μ)	Fortegn på halvredusert form koeffisientene i renterelasjonen (α og π)
Tilbudssiden (Betinget av at variablene er observerbare for innskyterne):			
Innskuddsrenten (korrigert) (ϑ_{s1})	+	N/A	N/A
Innsk.renten (kor.) opphøyd i andre (ϑ_{s2}) ⁴⁷	-	N/A	N/A
Kjernekapitaldekningsgraden (lag) (β_{s1})	+	+	-
Resultat etter skatt (lag) (β_{s2})	+/-	+/-	-/+
Likviditet (lag) (β_{s3})	+	+	-
Andelen misligholdte lån (lag) (β_{s4})	-	-	+
Ikke renterealtede kostnader (lag) (β_{s5})	+/-	+/-	-/+
Veksten i BNP (μ_s)	+	+	-
Aksjeavkastningen (φ_{s1})	-	-	+
Aksjevolatilitet (φ_{s2})	+	+	-
Etterspørselssiden (inkludert minustegnet i (1') og (2')):			
Innskuddsrenten (ϑ_D)	-	N/A	N/A
Forventet kjernekapitaldekningsgrad	+/-	+/-	+/-
Kjernekapitaldekningsgraden (β_D)	+/-	+/-	+/-
Forventet likviditet (ρ_{D+1})	-	-	-
Likviditet (ρ_D)	-	-	-
Utlån (korrigert) (τ_{D1})	+/-	+/-	+/-
Utlånsrenten (τ_{D2})	+	+	+
Obli- og sert.fordringer (τ_{D3})	+/-	+/-	+/-
Obli- og sert.gjeld (τ_{D4})	-/+	-/+	-/+
F-lån (τ_{D5})	-/+	-/+	-/+
3 mnd NIBOR (korrigert) (τ_{D6})	+	+	+
Veksten i BNP (μ_D)	+	+	+/-

⁴⁶ Fortegnene er satt med bakgrunn av den teoretiske begrunnelsen som ble gitt i kapittel 4.

⁴⁷ Ikke inkludert i den halvreduserte form modellen. Bare i tilbuds- og etterspørselsmodellen.

Av tabellen ser vi derfor at de halvreduserte form koeffisientene foran $bankrisiko_{i,t-1}$ i likningen (1') vil ha motsatt fortegn av strukturkoeffisienten i likning (3'). Mens de vil ha samme fortegn i likning (2') og (3'). Det vil si at alt annen fast, så vil en økning i for eksempel kjernekapitaldekningsgraden til en bank føre til at innskuddsveksten øker og innskuddsrenten synker. Og hvis vi kunne ha estimert koeffisientene i (1') og (2') konsistent og forventningsrett, med det resultatet at koeffisientene ble estimert med samme fortegn som gitt i tabell 1⁴⁸, så hadde dette vært evidens for at innskyterne bedriver markedsdisiplin av bankene. Men problemet er at vi ikke har noen mulighet til å estimere (1') og (2') verken konsistent eller forventningsrett. Det kommer av at vi ikke har likning (1') og (2') på fullstendig redusert form, og vi har endogene variable som høyresidevariable. Vi har med andre ord ikke mulighet til å identifisere disse likningene.⁴⁹ Vi kan heller ikke droppe ut alle disse endogene variablene fra de halv reduserte form spesifikasjonene, slik som det blir gjort i noe av litteraturen. (For eksempel Martinez Peria og Schmukler (2001) og Ioannidou og Dreu (2006)) Selv om vi bare er interessert i å estimere vektoren β , fordi vi da hadde hatt utelatte variable, som kan tenkes å være korrelerte med $bankrisiko_{i,t-1}$, og vi hadde fått utelatte variable skjevheter i estimatorene.

5.3 Etterspørsels- og tilbudsspesifikasjon

5.3.1 Identifikasjon

I og med at estimering av den halvreduserte form modellen ikke kan gjøres på en noen fornuftig måte. Så endrer jeg nå fokus til tilbuds- og etterspørselsmodellen (3) og (4). Her vil vi på lik linje med den halvreduserte form modellen få problemer med identifikasjon, men i motsetning til den modellen har vi nå muligheten til å identifisere en av likningene, nemlig likning (3). Det følger av ordensbetingelsen⁵⁰:

Ordensbetingelsen bare basert på likningssystemet (3) og (4) krever at $K_2 \geq N_1 - 1$. Det vil si at antall utelatte eksogene variable (K_2) fra likningen (3) i forhold til modellen er større enn

⁴⁸ Og i tillegg være statistisk signifikante forskjellige fra null.

⁴⁹ En måte som kunne ha løst identifikasjonsproblemet, er å sette opp selvstendige økonometriske likninger for hver enkelt endogen variabel i (1') og (2'), og gjennom disse forskjellige strukturrelasjonene løse alle disse likningene (inkludert (1') og (2')) med hensyn på alle de endogene variablene. (inkludert dg_{it} og r_{it}) Vi ville da hatt en fullstendig redusert form, og ikke hatt noe problem med å estimere disse likningene. Problemet er at dette hadde vært en tidkrevende jobb, fordi man måtte danne en egen økonomisk teori for hver enkelt endogen variabel (strukturrelasjon). Jeg har derfor ikke tatt opp denne tråden videre i denne masteroppgaven.

⁵⁰ Benytter meg av likningen (7.72) i Biørn (2003).

eller lik antall endogene variable som er inkludert i likning (3) minus en. ($N_1 - 1$) Og som vi ser er denne betingelsen oppfylt for likning (3): $2 = 3 - 1$. Mens vi for likning (4) har at $2 < 8 - 1$, som betyr at den likningen ikke er identifiserbar.

Men som jeg argumenterte for i kapittel 5.1.3 så kan økonomisk teori indikere at $res_{i,t}$, $mis_{i,t}$ og $kost_{i,t}$ påvirker $kkd_{i,t}$, altså vi har en strukturlikning som følger:

$$kkd_{i,t} = \xi_i + \zeta_1 mis_{i,t} + \zeta_2 res_{i,t} + \zeta_3 kost_{i,t} + \dots + \zeta_{it} \quad (\wedge)^{51}$$

$$\text{Hvor: } \zeta_{it} \sim IID(0, \sigma_\zeta^2), \quad mis_{i,t} \perp \varepsilon_{it}, \quad res_{i,t} \perp \varepsilon_{it}, \quad kost_{i,t} \perp \varepsilon_{it},$$

Jeg har ikke noe fullstendig formening om alle de variablene som kan tenkes å påvirke $kkd_{i,t-1}$, men jeg har en formening om at de tre ovennevnt variablene kan ha det. Dette vil bety at vi nå har tre ekskluderte eksogene variable i tillegg i min nå utvidede modell. Og ordensbetingelsen for likning (3) for likningssystemet (3), (4) og (\wedge) vil være: $5 > 3 - 1$. Likningen (3) er nå overidentifisert. Mens vi for likning (4) får: $5 < 8 - 1$, så den er fortsatt ikke identifisert.

Men ordensbetingelsen er bare en nødvendig betingelse for identifikasjon, så vi må studere likning (3) mer inngående for å vite at vi kan identifisere den. Først må vi se nærmere på de statistiske egenskapene til likningen:

$$dg_{it} = \delta_i + \vartheta_{s1} r_{it} + \vartheta_{s2} r_{it}^2 + \beta_{s1} kkd_{i,t-1} + \mu_s \Delta bnp_t + \varphi_{s1} aa_t + \varphi_s av_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{Hvor vi som før antar at; } \Delta bnp_t \perp \varepsilon_{it}, \quad av_t \perp \varepsilon_{it}, \quad aa_t \perp \varepsilon_{it},$$

$$\varepsilon_{it} = \mu \varepsilon_{it-1} + w_{it}, \quad w_{it} \sim IID(0, \sigma_w^2), \quad \varepsilon_{it-1} \perp w_{is} \text{ og } kkd_{it-1} \perp w_{is} \text{ for alle } t, s. (**)$$

$$\text{Og at } E_t[\varepsilon_{i,t}] = 0, \quad E_t[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] = c_{ij}\mu^{|t-s|}\sigma_\varepsilon^2, \quad i, j = 1, \dots, N; t, s = 1, \dots, T,$$

$$\text{hvor } c_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{for } i = j \\ \rho_{ij} & \text{for } i \neq j \end{cases} \quad 52$$

⁵¹ Mellom de to siste plusstegnene vil alle andre variable som kan tenkes å påvirke $kkd_{i,t-1}$ være inkludert. Men det er ikke hvordan kjernekapitaldekningsgraden blir bestemt som jeg virkelig er ute etter i denne oppgaven, og jeg har ikke prøvd å spesifisere hele denne strukturrelasjonen.

⁵² Har her antatt en helt generell kovarians mellom bankene. (Det vil si at funksjonen ρ_{ij} er uspesifisert.)

Altså at restleddet har forventning lik null, varians lik σ_ε^2 , kovariansen på tvers av bankene i og j lik $c_{ij}\sigma_\varepsilon^2$ i samme periode og kovariansen mellom periodene t og s for en og samme bank er lik $\mu^{|t-s|}\sigma_\varepsilon^2$. I tillegg forutsetter jeg som før at veksten i BNP, aksjeavkastningen og aksjevolailiteten er eksogene variable i likningen (3). Mens vi har at innskuddsrenten og kjernekapitaldekningsgraden (lagget) vil være endogene i (3). Dette kommer av at det er et samspill mellom tilbud og etterspørsel, og dette vil føre til at r_{it} og r_{it}^2 vil være korrelert med restleddet. I tillegg har vi som tidligere nevnt i kapittel 4, at r_{it} vil bli målt med feil. Det kommer av at jeg bare har mål på den gjennomsnittlige rentesatsen, og ikke mål på marginalrenten. Og i og med at vi har den kvadrerte av denne variabelen inkludert i likning (3) vil dette skape et ytterligere estimeringsproblem. Jeg velger å løse dette problemet slik det blir gjort i kapittel 3 i Hausman et al (1991), men da tilpasset en panel data situasjon. De bruker følgende modell:

$$irp_{it} = r_{it} + \eta_{it} \quad (4)$$

Hvor irp_{it} er min registrerte gjennomsnittlige rente, mens r_{it} er marginalrenten jeg er ute etter. Igjen er begge disse rentene trukket i fra med den minste observerte renten. η_{it} er målefeilen vi gjør ved å benytte irp_{it} framfor den korrekte r_{it} . Jeg antar at η_{it} har følgende egenskaper:

$$E_t[\eta_{i,t}] = 0, \quad E_t[\eta_{it}\eta_{js}] = g_{ij}q_{|t-s|}\sigma_\eta^2, \quad q_0 = 1, \quad ,j = 1, \dots, N; t, s = 1, \dots, T.^{53}$$

Altså at vi har en form for hukommelse i målefeilen.(kap. 9.5 Biørn (2009)) Jeg benytter meg av denne spesifikasjonen, fordi jeg antar at bankene setter sine faste renter på innskudd med bindingstid på bakgrunn av deres forventinger om den langsiktige renten, og hvis banken overestimerer eller underestimerer den langsiktige renten, så vil dette følge rentekostnadene til banken over en lengre periode (så lenge innskuddet er bundet), noe som vil føre til at jeg med min gjennomsnittlige rente vil respektivt overestimere eller underestimere marginalrenten. Strategien til Hausman et al (1991) er så å spesifisere en relasjon mellom den

⁵³ Her har jeg benyttet en helt generell form for kovariansmatrise. I den betydning at jeg ikke har forutsatt noen bestemt form på hvordan denne autokorrelasjonen arter seg. Hvis g_{ij} for eksempel ikke er null for $i \neq j$, så kan dette bety at en bank som bommer med forventningene av de langsiktige rentene også øker sannsynligheten for at de andre bankene gjør det samme. Dette kan komme av et eller annet kraftig sjokk som endrer rentebanen betydelig, men som ingen banker kunne forutse. Hvordan $q_{|t-s|}$ arter seg kommer an hvor kraftig målefeilen i en periode blir hengende fast i de framtidige periodene. Kunne for eksempel ha antatt en AR(1) prosess, som ville gitt at $q_{|t-s|} = h^{|t-s|}$. Hvor h er koeffisienten i AR(1) prosessen.

variabelen de har målefeil i og et sett av instrumentvariable. (Et individuelt konstantledd er også inkludert.) Det vil for min situasjon si:

$$r_{it} = \vartheta_i + \mathbf{kz}_{it} + v_{it} \quad (5)$$

hvor: $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$, $\mathbf{z}_{it} \perp \varepsilon_{it}$, \mathbf{z}_{it} uavhengig av v_{it} ,

altså at instrumentene brukt i likningen (5) er ukorrelert med restleddene i likning (3) og (5). Instrumentene jeg vil benytte meg av vil spesifiseres i kapittel 6.3. Alle disse instrumentene må oppfylle kriteriene om ikke å være korrelert med restleddene over, men må samtidig være korrelert med innskuddsrenten. Hvis vi så substituerer (5) inn i (4) får vi:

$$irp_{it} = \vartheta_i + \mathbf{kz}_{it} + v_{it} + \eta_{it} = \vartheta_i + \mathbf{kz}_{it} + \mathcal{U}_{it}, \text{ hvor } \mathcal{U}_{it} = v_{it} + \eta_{it} \quad (6)$$

Og: $E_t[\mathcal{U}_{it}] = 0$, $E_t[\mathcal{U}_{it}\mathcal{U}_{js}] = G_{ij}Q_{|t-s|}\sigma_v^2 + g_{ij}q_{|t-s|}\sigma_\eta^2 + 2g_{ij}q_{|t-s|}\sigma_{\eta v}$, hvor $q_0 = 1$, $g_{ii} = 1$, $Q_0 = 1$ ellers er $Q_{|t-s|} = 0$, $G_{ii} = 1$ ellers er $G_{ij} = 0$, $E_t[\varepsilon_{i,t}|\mathbf{z}_{it}] = 0$, \mathbf{z}_{it} uavhengig av v_{it} , $E_t[\eta_{i,t}|\mathbf{z}_{it}] = 0$,

Et interessant resultat, som blir gitt i Hausman et al (1991), er at vi kan bytte ut r_{it} og r_{it}^2 med respektive \widehat{irp}_{it} og $(\widehat{irp}_{it})^2$ ⁵⁴, altså de predikerte verdiene gitt ved estimasjon av (6), i likning (3). Noe som vil gi både konsistente og forventningsrette estimatorene av koeffisientene ϑ_{s1} og ϑ_{s2} . Dette resultatet bygger på følgende tilstrekkelige betingelser for identifikasjon (Hausman et al (1991))⁵⁵:

- (i) $E_t[\eta_{i,t}|\mathbf{z}_{it}] = 0$, $E_t[\varepsilon_{i,t}|\mathbf{z}_{it}] = 0$ og $E_t[\varepsilon_{i,t}\eta_{j,s}|\mathbf{z}_{it}] = \sigma_{\varepsilon\eta}$ for $i = j, t = s$, ellers lik 0.
- (ii) v_{it} uavhengig av \mathbf{z}_{it} , med $E_t[v_{i,t}] = 0$ og $E_t[\varepsilon_{i,t}v_{j,s}|\mathbf{z}_{it}] = \sigma_{\varepsilon v}$, for $i = j, t = s$, ellers lik 0.
- (iii) $E_t[\eta_{i,t}^4 + \varepsilon_{i,t}^4 + v_{i,t}^6 + \|\mathbf{z}_{it}\|^6 + \|\mathbf{x}_{it}\|^4] < \infty$ ⁵⁶
- (iv) Andre ordens matrisen til instrumentene (vektoren \mathbf{z}_{it}) er ikke-singulær.⁵⁷

⁵⁴Hvor $\widehat{irp}_{it} = \widehat{\vartheta}_i + \widehat{\mathbf{k}}\mathbf{z}_{it}$, og hvor $\widehat{\mathbf{k}}$ er en forventningsrett og konsistent estimator av \mathbf{k} . Kommer nærmere inn på hvilken estimator jeg benytter meg av senere.

⁵⁵ Disse betingelsene er igjen tilpasset at jeg har med paneldata å gjøre og ikke bare tverrsnittsdata som Hausman et al (1991) viser. Dette kan selvsagt gjøre at Hausman et al (1991) resultater ikke lenger holder, men jeg har ikke noen bedre alternativ etimeringsprosedyre.

⁵⁶ Hvor \mathbf{x}_{it} er en vektor inneholdt alle de antatte eksogene variable i likningen (3).

Hvor de to første betingelsene i (i) er forhåpentligvis uproblematisk, selv om de er strengere eksogenitetsbetingelser enn den jeg ga i kapittel 5.1.⁵⁸ Den siste antagelsen er derimot ikke helt uproblematisk i min modell. Det kommer av at jeg har antatt en viss form for marginal autokorrelasjon i begge disse restleddene.⁵⁹ Og hvordan den betingete korrelasjonen da vil være er uvis, men det vil være svært strengt å anta at den er null for $i \neq j, t \neq s$. Når det gjelder betingelsen (ii) så vil de to første betingelsene forhåpentligvis være tilfredstilt, men igjen vil disse betingelsene være strengere en den vanlige eksogenitetsbetingelsen brukt i kapittel 5.1.⁶⁰ Den tredje betingelsen i (ii) er av samme grunn som den tredje betingelsen i (i) svært streng. Mens betingelse (iv) sikrer at estimatoren er definert.

Selv om disse estimatorene vil være både forventningsrette og konsistente, gitt at betingelsene (i) til (iv) virkelig er tilfredstilt, så vil de nødvendigvis ikke være de mest effektive estimatorene, som Hausman et al (1991) selv bemerker. Et problem for min modell er at betingelsene (i) til (iv) ikke en gang er overholdt, og jeg kan ikke lenger være sikker på at resultatene til Hausman et al (1991) holder for min modell, men jeg har likevel benyttet meg av deres estimeringsprosedyre, i det håp at feilene ved å gjøre dette ikke er alt for store. En fordel ved denne estimeringsprosedyren er at jeg (forhåpentligvis) får fjernet all korrelasjon mellom r_{it} og ε_{it} , og korrelasjonen mellom r^2_{it} og ε_{it} . Noe som vil si at jeg både får fjernet problemet med at r_{it} og r^2_{it} måles med feil og at de opptrer som endogene variable i likningen (3).

5.3.2 Estimering

Når jeg nå skal estimere likning (3), så må jeg bestemme meg for om ”fixed effect” (FE) modellen eller ”random effect” (RE) modellen er den beste modellen for min situasjon. FE modellen gjør bruk av N forskjellige individuelle konstantledd for hver enkelt bank for å ta høyde for individuelle bankeegenskaper, mens RE modellen gjør bruk av eventuell kjennskap til den stokastiske sannsynlighetsfordelingen til de individuellspesifikke bankeegenskapene. Det vil si at vi forutsetter at de individuelle konstantleddene er resultatet av en uhavhengig og tilfeldig trekning fra en gitt sannsynlighetsfordelning. (se Biørn 2009 kap. 2 og 4.) I valget om hvilken av disse modellen jeg vil gjøre bruk av, så må jeg undersøke om hvilke av modellenes

⁵⁷ En ikke-singulær matrise er en matrise som er kvadratisk og ikke har determinant lik 0.

⁵⁸ Se Biørn(2003)

⁵⁹ Altså restleddene $\varepsilon_{i,t}$ og $\eta_{i,t}$.

⁶⁰ Den vil også være strengere en eksogenitetsbetingelsen gitt i (i), se Biørn(2003).

forutsetninger som passer best til min økonometriske modell. En viktig forutsetning for RE modellen er at de stokastiske individuelle egenskapene, som da ikke er observerbare og inkludert i det stokastiske konstantleddet, ikke kan være korrelert med de andre høyresidevariablene i modellen. For hvis det er tilfelle vil bare ”within” estimatoren være konsistent og forventningsrett. Denne estimatoren er den samme som vil være MVLUE i FE modellen⁶¹, og da vil ikke kjennskap til de individuelle egenskapenes sannsynlighetsfordeling hjelpe oss. Hvis vi da i tillegg er usikker på denne sannsynlighetsfordelingen, så vil FE modellen være å foretrekke. For min modell vil dette være tilfelle, og jeg vil derfor gjøre bruk av FE modellen. Grunnlaget for dette er at de individuelle bankeegenskapene vil være korrelert med $kkd_{i,t-1}$. Det kommer av at små banker (bankeegenskap) ofte har høy kjernekapitaldekning, mens større banker ofte er mindre kapitalisert. Det kan altså tenkes å finnes en viss teoretisk korrelasjon der. Det er også mulig ved hjelp av en hausman test å undersøke om antagelsen bak RE modellen er korrekt eller ikke.⁶² I kapittel 6 vil jeg gjøre en slik test, og forklare testen nærmere.

Vi kan for likning (3) ikke bruke en enkel ”within” estimator, denne vil verken være konsistent eller forventningsrett. Det kommer av at vi både har målefeil i høyresidevariablene og at vi har endogene høyresidevariable. Disse må da instrumenteres slik som forklart i kapittel 5.3.1, altså vi estimerer først likning (6) med ”within” estimatoren, for så å bruke dette rensede estimatet (\widehat{irp}_{it}) i stedet for r_{it} i likning (3). Jeg vil altså estimere:

$$dg_{it} = \delta_i + \vartheta_{s1}\widehat{irp}_{it} + \vartheta_{s2}(\widehat{irp}_{it})^2 + \beta_{s1}kkd_{i,t-1} + \mu_s\Delta bnp_t + \varphi_{s1}aa_t + \varphi_{s2}av_t + \varepsilon_{it} \quad (3'')$$

Men på grunn av problemene med endogeniteten av $kkd_{i,t-1}$, så må også denne variabelen instrumenteres. Bruker da en vektor av variable kalt \mathbf{m}_{it} , som ikke kan være korrelert med ε_{it} , men allikevel være korrelert med $kkd_{i,t-1}$.⁶³ Det vil si en type 2SLS estimering av likning (3''), hvor man i første fase estimerer følgende likning med ”within” estimatoren;

$$kkd_{i,t-1} = \alpha_i + \mathbf{lm}_{it} + \hat{\alpha}_{it} \quad , \quad \hat{\alpha}_{it} \sim IID(0, \sigma_{\hat{\alpha}}^2), \quad \mathbf{m}_{it} \perp \varepsilon_{it}, \quad \mathbf{m}_{it} \perp \hat{\alpha}_{it}, \quad (7)$$

⁶¹ ”Within” estimatoren vil bare være MVLUE for modellen (2.1.7) i Biørn(2009), altså uten målefeil i noen variable og uten endogene høyresidevariable. (MVLUE = Minimum Variance Linear Unbiased Estimate.)

⁶² Se ”Stata 11 help for hausman”, <http://www.stata.com/help.cgi?hausman>

⁶³ I kapittel 6.3 kommer jeg tilbake til hvilke variable jeg bruker i instrumentvektoren \mathbf{m}_{it} .

Hvor α_i er det individuelle konstantleddet tilhørende likningen, mens α_{it} er dens restledd med de vanlige restleddsforutsetningene. For så i andre omgang å bruke dette rensede estimatet ($\widehat{k}_{i,t-1}$) istedenfor $k_{i,t-1}$ i likning (3). Til slutt estimerer man denne igjen med ”within” estimatoren. Dette vil være en estimeringsprosedyre som både er konsistent og forventningsrett.⁶⁴ Resultatene blir gitt i kapittel 6.

5.4 Utvidelser

5.4.1 Finanskrisen

Nå vil jeg gå enda et steg videre med modellen. For som jeg nevnte i innledningen til denne oppgaven kan det være interessant å undersøke om finanskrisen har bidratt til mer eller mindre markedsdisiplin av bankene. Finanskrisen kan jo ha skapt en viss usikkerhet om hvor mye risiko bankene tar, og dermed ført til at innskytere har fått større insentiv til å overvåke og disiplinere de bankene som tar for mye risiko. Men i og med at Norge kom relativt godt ut av finanskrisen i forhold til mange andre land, så kan det faktisk også tenke seg at innskyterne har fått større tillit til at myndighetene har god kontroll over banksektoren. Noe som igjen kan bidra til å redusere insentivene til å disiplinere bankene.

Rent økonometrisk sett så bruker jeg en ”dummyvariabel” for å undersøke om finanskrisen har økt eller redusert markedsdisiplinen. Denne ”dummyvariabelen” er 1 fra starten av finanskrisen og 0 for resten av perioden jeg har data. Jeg regner 3.kvartal 2008 som starten av finanskrisen, fordi det var først etter konkursen av Lehman Brothers den 15.09.2008 som finanskrisen virkelig spredde seg rundt omkring i verden, og da også til Norge. Jeg bruker følgende økonometriske spesifikasjon:

$$dg_{it} = \delta_i + \vartheta_{s1}r_{it} + \vartheta_{s2}r_{it}^2 + \beta_{s1}k_{i,t-1} + \aleph_1(r_{it} \times dfk_t) + \aleph_2(r_{it}^2 \times dfk_t) + \aleph_3(k_{i,t-1} \times dfk_t) + \mu_s \Delta bnp_t + \varphi_{s1}aa_t + \varphi_{s2}av_t + \varepsilon_{it} \quad (3''')$$

Hvor; $\Delta bnp_t \perp \varepsilon_{it}$, $aa_t \perp \varepsilon_{it}$, $av_t \perp \varepsilon_{it}$,

$\varepsilon_{it} = \mu \varepsilon_{it-1} + w_{it}$, $w_{it} \sim IID(0, \sigma_w^2)$, $\varepsilon_{it-1} \perp w_{is}$ og $k_{i,t-1} \perp w_{is}$ for alle t, s . (**)

Og at $E_t[\varepsilon_{i,t}] = 0$, $E_t[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] = c_{ij}\mu^{|t-s|}\sigma_\varepsilon^2$, $i, j = 1, \dots, N; t, s = 1, \dots, T$,

⁶⁴ Gjelder egentlig bare hvis (i)-(iv) er tilfredstilt.

$$\text{hvor } c_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{for } i = j \\ \beta_{ij} & \text{for } i \neq j \end{cases}$$

Jeg beholder alle de statistiske egenskapene til likning (3), men inkluderer tre nye ledd. Produktet av innskuddsrenten og ”dummyvariabelen” og produktet av innskuddsrenten opphøyd i andre og ”dummyvariabelen” er inkludert for å ta høyde for at innskyterne disiplinere banken mer med hensyn på innskuddsrenten, mens produktet av kjernekapitaldekningsgraden og ”dummyvariabelen” er inkludert for å ta høyde for om innskytternes soliditetsdisiplinering økte under og etter finanskrisen. Hvis en regresjon på likning (3’’) gir at α_2 er negativ, mens også α_1 og α_3 er positive, så betyr det at bankene ble disiplinert mer etter krisen enn før. Det vil da være spennende å se om mine resultater bekrefter resultatene til Martinez Peria og Schmukler (2001) og Karas et al. (2009), som finner evidens for akkurat dette.

For å estimere likningen (3’’) går jeg fram på samme måte som for likning (3). Det vil si at jeg estimerer likningen (3’’) ved å instrumentere r_{it} og $kkd_{i,t-1}$ i alle leddene disse variablene er inkludert, for så å estimere likningen (3’’) ved ”within” estimasjon med disse rensede estimatene innsatt. ($\widehat{g}r_{it}$ og $\widehat{kkd}_{i,t-1}$) Denne prosedyren vil både være konsistent og forventningsrett.⁶⁵

⁶⁵ Gjelder egentlig bare hvis (i)-(iv) er tilfredstilt.

6 Resultater

I dette kapittelet vil jeg legge fram mine resultater. Først vil jeg gjøre en regresjon av likningen (1) og (2) i den halvreduserte modellen. Dette for å sammenligne med andre artiklers resultater. Deretter vil jeg estimere likningen (3) i etterspørsels- og tilbudsmodellen. Med denne modellen vil jeg i større grad enn for den halvreduserte modellen teste hypotesene jeg har framstilt i denne oppgaven. Estimeringen av modellene har blitt gjort ved hjelp av Stata 11.

6.1 Halvredusert form spesifikasjon

Her har jeg valgt å estimere likningene (1) og (2) ved å inkludere $k_{i,t-1}$, $res_{i,t-1}$, $lik_{i,t-1}$, $mis_{i,t-1}$ og $kost_{i,t-1}$ i vektoren **bankrisiko** $_{i,t-1}$, mens jeg har valgt å inkludere Δbnp_t , aa_t og av_t i vektoren **kontrollvariable** $_{it}$. Jeg har her valgt å bare se på veksten i innskudd fra publikum (vip_{it}), veksten i garanterte innskudd (vis_{it}) og veksten i ikke-garanterte innskudd (viu_{it}) for likning (1).⁶⁶ Resultatene av disse regresjonene finner du i tabell 3 til 5 i vedlegget. For likning (2) får jeg bare sett på den korrigerte innskuddsrenten fra publikum (irp_{it}), fordi jeg ikke har tilhørende rentedata til de to øvrige innskuddsinndelingene. Og jeg får ikke med mine data testet om det er en eventuell forskjell i ”rentedisiplineringen” mellom de med garanterte eller ikke garanterte innskudd. Resultatet av regresjonen med irp_{it} istedenfor r_{it} i likning (2) er gitt i tabell 5. Det er ”within” etimatene som er gitt i tabellene.

Av tabell 3 ser vi at de estimerte koeffisientene ikke samsvarer med de resultatene som Martinez og Schmukler (1999) og Karas et al(2009) får, men ut i fra de a priori forventede fortegnene jeg ga i tabell 1, er det bare koeffisienten foran $lik_{i,t-1}$ som ikke treffer.⁶⁷ At koeffisienten foran $lik_{i,t-1}$ er negativ kan komme av at vi har utelatt $flik_{i,t+1}$ og $lik_{i,t}$, og som vi ser av likningene (1') og (2') egentlig skulle ha inkludert. Det er å forvente at disse tre variablene vil være sterkt korrelert, noe som medfører at $lik_{i,t-1}$ også tar inn over seg etterspørselseffektene, og det kan ha ført til at fortegnet har blitt negativt. Koeffisienten foran $k_{i,t-1}$ er både signifikant og har det a priori forventede fortegnet, men som jeg skrev i kapittel 4 kan dette også komme av etterspørselseffekter, som vil være gjeldene av samme

⁶⁶ Det vil si at jeg bytter dg_{it} med henholdsvis vip_{it} , vis_{it} og viu_{it} i likning (1).

⁶⁷ Koeffisientene foran $res_{i,t-1}$ og $kost_{i,t-1}$ kunne a priori både være negative og positive.

grunn som for $lik_{i,t-1}$. Koeffisientene foran $mis_{i,t-1}$ og $res_{i,t-1}$ er både små og ikke signifikante⁶⁸, noe som ikke er overraskende. Det kommer av at variabelen $mis_{i,t-1}$ ikke er observerbar for innskyterne, og at denne variabelen heller ikke er inkludert i etterspørselfunksjonen. Når det gjelder $res_{i,t-1}$, så er det såpass usikkert om hva denne variabelen sier om bankens risikotakning, og derfor er det heller ikke trolig at den har noe å si for innskyterne når de disiplinere banken. Et resultat som kanskje kan være litt overraskende er at koeffisienten foran $kost_{i,t-1}$ er signifikant negativ. At koeffisienten er negativ betyr at banker med høye kostnader, alt annet likt, er de bankene som opplever størst økning i innskuddene.⁶⁹ Og selv om jeg i min argumentasjon i kapittel 4 mente at denne variabelen ikke er observerbar, og dermed heller ikke kan brukes til å disiplinere banken, så kan kanskje innskyterne implisitt observere denne variabelen. Det kan komme av at innskyterne blir påvirket av faktorer ved bankene som øker kostnadsnivået, som for eksempel en reklamekampanje eller lignende.

Jeg har også skilt mellom innskudd som er garanterte og ikke garanterte av Bankens sikringsfond. Resultatene finner man i tabell 3 og 4. Koeffisientene er gjennomgående estimert høyere for de innskuddene som ikke er garantert, men de er til gjengjeld ikke like signifikante. Derfor kan det være vanskelig å konkludere om det er slik at de med garanterte innskudd disiplinere bankene mindre enn de som ikke har det.

Når det gjelder disiplinering igjennom renten, altså om banker med høye risikokarakteristika må betale innskyterne høyere rente for å kompensere for denne høyere risikoen, så kan vi se av resultatene gitt i tabell 6, at de estimerte koeffisientene foran $kcd_{i,t-1}$ eller $lik_{i,t-1}$ ikke er statistisk signifikante. Et resultat som også Karas et al (2009) får ved estimering av en liknende funksjon som den jeg har estimert. At disse koeffisientene ikke er signifikante kan komme av de allerede nevnte endogenitetsproblemer med disse variablene. Når det gjelder de estimerte koeffisientene foran de tre siste variablene, så er det bare den estimert koeffisienten foran $kost_{i,t-1}$ som er statistisk signifikant, og negativ. Altså høyere kostnadsnivå er forbundet med høyere innskuddsrente.⁷⁰ Noe som kan være overraskende.

⁶⁸ En koeffisient som på 5% signifikansnivå ikke kan forkastes å være lik null, vil i teksten sies å ikke være signifikant.

⁶⁹ Kommer av at $kost_{i,t-1}$ er en negativ variabel.

⁷⁰ Husk at de ikke-renterelaterte kostnadene er negative i tallverdi, og at innskuddsrenten er trukket fra den minste innskuddsrenten registrert for en bank i mitt datasett i hver periode.

Men det kan jo tenkes at høyere kostnadsnivå krever at banken må ha høyere innskuddrente for ikke få for dårlig resultat.

Uansett må man være forsiktig med å legge alt for mye vekt på resultatene gitt i tabellene 3 til 6, fordi de økonometriske relasjonene vil lide av misspesifikasjon, og at man ukorrekt antar at alle variablene på høyresiden ikke er endogene, noe som jeg viste i kapittel 5.2.

6.2 Test av eksogenitet

Nå vil jeg gå over på å estimere likning (3) i etterspørsels- og tilbudsmodellen. Men som jeg så på i kapittel 5.1.3 så avhenger endogeniteten av $kcd_{i,t-1}$ om restleddet ε_{it} er autokorrelert eller ikke. Derfor vil jeg i første omgang estimere likningen (3''), hvor jeg også har instrumentert $kcd_{i,t-1}$.⁷¹ (Se tabell 10) For så å bruke de estimerte residualene ved denne regresjonen til å teste om μ er signifikant forskjellig fra null i (**).^{72,73} Altså:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \mu \hat{\varepsilon}_{it-1} + w_{it}, \quad w_{it} \sim IID(0, \sigma_w^2), \quad \varepsilon_{it-1} \perp w_{is} \text{ og } kcd_{it-1} \perp w_{is} \text{ for alle } t, s.$$

Bruker så "within" estimatoren på liningen over, Får da som vist i tabell 13, at $\mu \neq 0$ med signifikansnivå på 1%. Dermed kan vi fastslå at restleddet virkelig er autokorrelert. Noe overraskende, i hvert fall i forhold til min argumentasjon i kapittel 5.1.3, så er μ negativ. En forklaring på dette kan være at den aggregerte innskuddsveksten ofte er større i 2. og 4. kvartal i løpet av året enn i de to andre kvartalene, og at de forklarende variablene i modellen min ikke fullt klarer å fange opp all denne sesongvariasjonen.

I kapittel 5.1.3 så vi også at $kcd_{i,t-1}$ vil være endogen så lenge restleddet u_{it} også var autokorrelert. Man kunne i teorien også teste om dette restleddet var autokorrelert på samme måte som for ε_{it} , men man kan ikke estimere etterspørselsfunksjonen på en forventningsrett og/eller konsistent måte, og vi kan dermed heller ikke estimere u_{it} på en konsistent måte. Og det betyr at det er umulig med mine spesifikasjoner å få testet autokorrelasjonen av dette restleddet.

⁷¹ Kommer i kapittel 6.3 på hvilken måte $kcd_{i,t-1}$ er instrumentert.

⁷² Estimatoren brukt for å estimere disse residualene vil være konsistent, noe som kommer av at estimatorene til alle koeffisientene i likning (3'') er forventningsrette og konsistente. Residualene får man av: $\hat{\varepsilon}_{it} = dg_{it} - \hat{\delta}_i - \hat{\theta}_{s1} \hat{w}_{it} - \hat{\theta}_{s2} \hat{w}_{it}^2 - \hat{\beta}_{s1} kcd_{i,t-1} - \hat{\mu}_s \Delta bnp_t - \hat{\varphi}_{s1} aa_t - \hat{\varphi}_{s2} av_t$.

⁷³ Se Greene (2008), kapittel 19, eksempel 19.3 for bruk av denne metoden.

Man kan også bruke en Wu-Hausman test for å avgjøre om $kkd_{i,t-1}$ er eksogen eller ikke. Det man da gjør er å estimere likningen (3'') med $kkd_{i,t-1}$ (ikke instrumentert) og det estimerte residualet fra instrumenteringen av $kkd_{i,t-1}$ inkludert. (Altså det estimerte residualet fra likning (7). Se tabell 9 for resultatene av denne estimeringen.) Hvis koeffisienten foran dette estimerte residualet er signifikant forskjellig fra null, så må man regne med at $kkd_{i,t-1}$ er endogen i tilbudsfunksjonen. Det er tilfelle, se tabell 16, og vi kan igjen konkludere med at $kkd_{i,t-1}$ vil være en endogen variabel i likning (3). Men denne testen er ikke fullstendig holdbar i en likning med flere potensielle endogene variable, noe som er tilfelle for min modell. Man kan da se på om de estimerte koeffisienten med og uten instrumentering viser "store" forskjeller. Noe de gjør, sammenlign tabell 11 og 14. Og vi kan trygt si at $kkd_{i,t-1}$ er endogen.^{74,75}

6.3 Etterspørsels- og tilbudsspesifikasjon

I kapittel 6.2 viste jeg til resultater av estimeringen av likningen (3''), men jeg kommenterte ikke hvordan jeg hadde instrumentert innskuddsrenten. Det er det jeg har tenkt å gjøre nå. Jeg har data på den korrigerede gjennomsnittlige innskuddsrenten for publikum. (irp_{it}). Hvor jeg som nevnt i kapittel 4.2.1, har trukket fra den minste registrerte innskuddsrenten for alle bankene i mitt datasett for hver periode, dette for å ta høyde for at rentenivået er forskjellig i forskjellige perioder. Som kommer av at styringsrenten ikke er fast i perioden vi ser på. Denne korrigerede innskuddsrenten må instrumenteres, fordi den vil være endogen i tilbudsfunksjonen, og den vil også inneholde målefeil. Jeg har valgt å instrumentere denne med $mis_{i,t-1}$, $res_{i,t-1}$, $kost_{i,t-1}$, urp_{it} , Δbnp_t , aa_t , av_t og nib_t . Resultatet er gitt i tabell 7.⁷⁶ En R-sq (overall) på 0,1365 og en F-test på 149,06 indikerer at instrumentene jeg har brukt er sterke nok.⁷⁷

⁷⁴ Grunnen til at jeg er såpass nøye med å teste endogeniteten av $kkd_{i,t-1}$ er at instrumentestimering ikke er den mest effektive, hvis $kkd_{i,t-1}$ hadde vist seg å være eksogen. (Biørn (4.okt 2010))

⁷⁵ Får mer informasjon om disse testene se Biørn (4.okt 2010).

⁷⁶ Har brukt "within" estimering på de forskjellige likningene.

⁷⁷ Hvor R-sq er andelen av variansen i den avhengige variabelen som blir forklart av høyresidevariablene i en regresjon. ($R^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (Y_{it} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (Y_{it} - \bar{Y})}$), hvor Y_{it} er den avhengige variabelen, \hat{Y}_{it} er den predikerte avhengige variabelen gitt ved estimeringen og \bar{Y} er gjennomsnittet av den avhengige variabelen.

F-testen som er inkludert i regresjonsresultatene er en test som tester hypotesen om at alle de estimerte koeffisientene i regresjonslikningen er statistisk signifikante forskjellige fra null, denne testen er F fordelt.

Kjernekapitaldekningsgraden ($kkd_{i,t}$) er instrumentert på det samme settet av variable som innskuddsrenten.⁷⁸ Jeg har i tillegg valgt å inkludere veksten i BNP (Δbnp_t) med flere lag, altså Δbnp_{t-1} og Δbnp_{t-2} , noe jeg gjør for å unngå at instrumentene blir for svake. Resultatet av denne hjelperegresjonen er gitt i tabell 8. F-testen viser seg for denne regresjonen å bli 74,41, som er langt over hva man krever for at et instrument ikke skal være for svakt. (En F-test på over 10 er ofte i litteraturen nevnt som en ”rule of thumb” grense for hva man må kreve for at instrumentene ikke skal være for svake. (Greene (2008)) Selv om denne ”rule of thumb” i mange tilfeller ikke er tilstrekkelig, se for eksempel Nichols (2006).) At R-sq (overall) bare er 0,0551 kan også by på problemer, fordi det kan vises at den asymptotiske variansen til instrumentestimatoren er omvendt proporsjonal med R-sq (overall).⁷⁹ Som betyr at instrumentvariabelestimatoren vil være mer effektiv, i form av lavere varians, jo høyere R^2 (overall) er i instrumenteringsregresjonen. Og i mitt tilfelle er R-sq (overall) ganske lav, og det vil si at mine estimatører vil være lite effektive, men jeg regner den som høy nok for å velge instrumentvariabelestimatoren framfor å ikke instrumentere $kkd_{i,t-1}$, som på sin side ikke vil gi en forventningsrett eller konsistent estimator. Her oppstår det altså et valg mellom effektivitet og konsistens av de forskjellige estimatorene.

Nå når de endogene variablene er instrumentert, så vil jeg benytte meg av disse ”rensede” variablene og sette de inn i likning (3). (Altså $\widehat{kkd}_{i,t-1}$ og \widehat{irp}_{it}):

$$viY_{it} = \delta_i + \vartheta_{s1}\widehat{irp}_{it} + \vartheta_{s2}(\widehat{irp}_{it})^2 + \beta_{s1}\widehat{kkd}_{i,t-1} + \mu_s\Delta bnp_t + \varphi_{s1}aa_t + \varphi_{s2}av_t + \varepsilon_{it} \quad (3''''')$$

80

Og deretter vil jeg estimere denne med ”within” estimatoren, som vil være en forventningsrett og konsistent, om enn ikke den mest effektive estimatoren av likningen (3''''').⁸¹ Dette har blitt gjort for innskudd fra publikum, innskudd totalt (kapittel 6.3.1), garanterte og ikke-garanterte innskudd (kapittel 6.3.2).

⁷⁸ Legg merke til at det er $kkd_{i,t}$ og ikke dens lag, som er instrumentert i resultatene i tabell 8. Dermed er ikke $mis_{i,t}$, $res_{i,t}$, $kost_{i,t}$ lagget heller.

⁷⁹ Se Biørn (13.sep. 2010)

⁸⁰ Hvor nå viY_{it} er veksten i innskudd fra de forskjellige inndelningene, i prosent. ($Y = p, u, s$ og t . Hvor p er innskudd fra publikum, u er innskudd som ikke er garantert av Bankenes sikringsfond, s er innskudd som er garanterte og t er totalt innskudd alle sektorer)

⁸¹ Dette er betinget av at de nevnte problemene med autokorrelasjonen mellom de forskjellige restleddene som jeg kommenterte i kapittel 5.1.3 ikke ødelegger estimatorens konsistens- og forventningsretthet.

I kapittel 6.3.3 ser jeg så på den økonometriske modellen gitt i kapittel 5.4.1. Hvor jeg estimerer likningen (3''') ved "within" estimatoren, men også for denne likningen bytter jeg de "urensede" variablene med sine respektive "rensede" variable i alle ledd.

6.3.1 Innskudd fra publikum

Først vil jeg se på innskudd fra publikum, hvor innskudd fra publikum er definert som innskudd fra kommunesektoren (inkludert fylkeskommuner), næringsmarkedet (private foretak) og lønnstakere. Estimeringsresultatene av tilbudsfunksjonen (likning (3''')) er gitt i tabell 10. Alle koeffisientene har de forventede fortegnene. Det eneste unntaket er koeffisienten foran aksjeavkastningen aa_t , som man kunne forvente var negativ, men denne er ikke statistisk signifikant forskjellig fra null. Ellers er alle koeffisientene signifikant forskjellig fra null med signifikansnivå på 1%. Og modellen klarer også predikere ganske mye av variasjonen i innskuddsveksten, i tabellen gitt ved R-sq (overall), som er 0,1490. Det er ganske bra for mikrodata å være.

I kapittel 5.3.2 argumenterte jeg for å bruke FE estimering og ikke RE estimering av tilbudsfunksjonen, fordi jeg mente at de bankspesifikke egenskapene inneholdt i konstantleddet (δ_i) ville være korrelert med de forklarende variablene, og da særlig kjernekapitaldekningsgraden. Denne hypotesen kan testes ved hjelp av en Hausman test. For estimatoren ved bruk av FE modellen vil være konsistente uansett om δ_i er korrelert med de forklarende variablene eller ikke, mens estimatoren ved bruk av RE modellen bare vil være konsistent hvis δ_i er ukorrelert med de forklarende variablene. En Hausman test bruker så de estimerte variansene til koeffisientene (**b**) fra den estimatoren som er konsistent uansett om hypotesen holder eller ikke, og sammenligner den med de estimerte variansene til koeffisientene (**B**) fra den andre estimatoren, som bare er konsistent under betingelse av at δ_i er ukorrelert med de forklarende variablene. Resultatet er gitt i tabell 12, og vi kan med signifikansnivå på 1% forkaste hypotesen om at forutsetningene bak RE modellen er tilfredstilt.

Koeffisienten foran innskuddsrenten (irp_{it}), som er gitt i prosent, er estimert til ca. 24,35. Mens koeffisienten foran innskuddsrenten i andre (irp_{it}^2) er estimert til ca. -13,64. Det betyr at denne koeffisienten har det forventede fortegnet i forhold til min hypotese om en tilbakeoverbøyd tilbudskurve. En renteforskjell på 0,5 prosentpoeng for to banker, hvor den

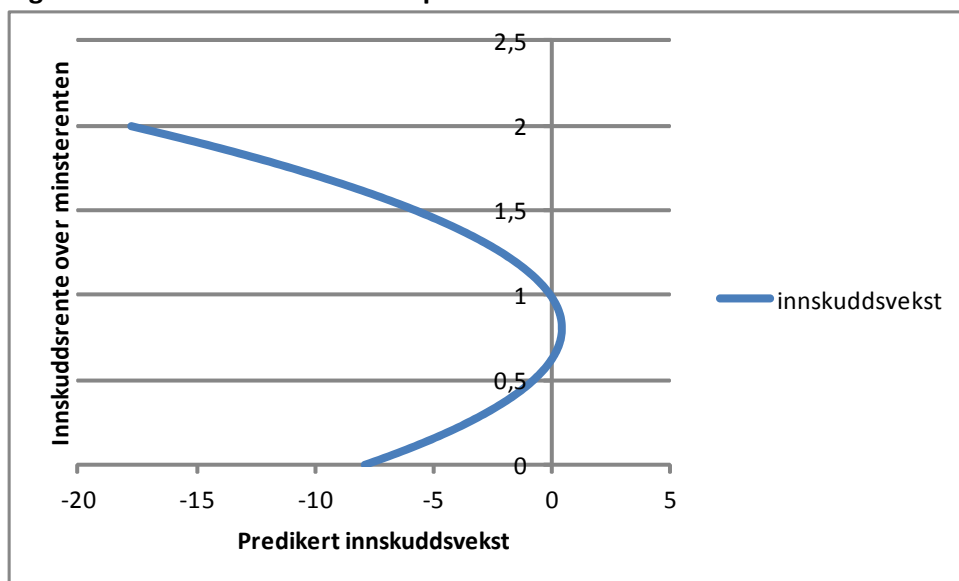
ene gir en innskuddsrente på 0,5 prosentpoeng over den minste registrerte innskuddsrenten og den andre 1,0 prosentpoeng, og at bankene ellers er helt identiske. Så vil det bety at den banken med den høyeste renten kan vente seg å få ca. 1,94 prosentpoeng høyere tilbudt innskuddvekst enn det den andre banken kan forvente. Mens hvis den ene banken hadde hatt en rente på 1 prosentpoeng over den minste registrerte innskuddsrenten og den andre 1,5 prosentpoeng over, så ville forskjellen i tilbudt innskuddsvekst vært ca. -4,87 prosentpoeng. Grunnen til at denne er negativ er at vi har kommet over den estimerte cut-off'en. Den er definert og estimert som følger:

$$\widehat{cut\ off} = \frac{\hat{\theta}_{s1}}{-2\hat{\theta}_{s2}} \approx 0,89 \text{ prosentpoeng over minsterenten.}^{82}$$

Cut off'en er i det punktet hvor grafen i figur 1 begynner å gå oppover og til venstre igjen, altså der den deriverte av tilbudsfunksjonen er lik 0. Det at denne cut off'en er så lav som den er estimert virker kanskje noe usannsynlig, men man må huske på å tolke denne cut-off'en som innskuddsrenten over den minste registrerte innskuddsrenten i perioden man ser på. Altså hvis den minste registrerte innskuddsrenten er på 2%, så vil den estimerte cut-off'en være 2,89%, mens den vil være på 3,89% hvis den minste registrerte innskuddsrenten ligger på 3%. At denne cut-off'en er såpass lav indikerer at vi har funnet evidens for en tilbakeoverbøyd tilbudskurve, og at innskyterne disiplinerer bankene med hensyn på høy rente. En siste ting som det også er viktig å legge merke til, er at det fra figur 1 virker til at det er et veldig kort innskuddsrente intervall som en bank kan forvente seg tilbudt innskuddsvekst, men det man skal huske på er at grafen i figuren er for en gjennomsnittlig bank. Hvor en gjennomsnittlig bank kan defineres som en bank som har de gjennomsnittlige bankeegenskapene, slik som kjernekapitaldekningsgraden, størrelse på banken, spesialisering og lignende, og at banken er i en periode hvor makrovariablene (Δbnp_t , aa_t og av_t) er ved sine gjennomsnitt. Se tabell 25 for disse nøkkeltallene. Men hvis vi for eksempel tenker oss en bank med høyere estimert bankspesifikt konstantledd ($\hat{\delta}_i$) enn gjennomsnittet, for eksempel fordi banken er større enn gjennomsnittet, og at alt annet ellers er likt (også makrovariablene er ved sine gjennomsnitt), så vil tilbudskurven for denne banken flytte seg horisontalt i figur 1 under, dette kommer av at vi har antatt at vi har homogene koeffisienter foran de forskjellige innskuddsrenteleddene. Som vil bety at alle bankene har samme estimerte cut-off. Men denne banken vil likevel for samme innskuddsrente kunne forvente seg høyere tilbud innskuddsvekst.

⁸² Som følger av at den deriverte av et andregradspolynom ($y = ax + bx^2$) er lik null for $x = \frac{a}{-2b}$.

Figur 1: Predikert innskuddsvekst publikum.



Koeffisienten foran $kkd_{i,t-1}$ er estimert positiv og signifikant. Dette er evidens for at innskyterne disiplinere bankene med hensyn på soliditeten. Hvis en bank har 1 prosentpoeng høyere $kkd_{i,t-1}$, og alt annet ved banken er likt, så vil man forvente at den bankene med den høyeste $kkd_{i,t-1}$ vil få tilbudt $\approx 4,42$ prosentpoeng høyere innskuddvekst. Dette er et langt sterkere resultat enn det vi fikk for den halvreduserte modellen i kapittel 6.1. Noe som kan komme at vi har fått rensert ut etterspørselseffektene og endogeniteten av denne variabelen.

Koeffisienten for veksten i BNP er også estimert positiv og signifikant. Det underbygger hypotesen om at innskyterne setter mer penger banken i gode tider enn det de gjør i dårlige tider, kanskje med det formål å jevne ut konsumet over tid. Også koeffisienten foran aa_t er estimert positivt, dette er noe overraskende, fordi jeg hadde forventet at høyere avkastning på aksjer ville redusert tilbudt innskuddvekst, og ikke økt den. Mitt estimat tilsier at en økt avkastning på Oslo Børs på 1 prosentpoeng isolert sett, vil øke tilbudt innskuddsvekst med $\approx 0,005$ prosentpoeng. Det betyr at denne effekten har svært liten betydning for tilbudt innskuddsvekst, og den er heller ikke signifikant forskjellig fra null. av_t på sin side har en estimert koeffisient med det forventede fortegnet. Altså at en økning i estimert aksjevolailitet med 1 normalisert standardavvik, isolert sett, bidrar til $\approx 0,64$ prosentpoeng høyere tilbudt innskuddsvekst. Noe som vil bety at vi har funnet evidens for å si at innskyterne vil tilby mer innskudd hvis det er mye usikkerhet på Oslo Børs, og at de ikke er villig til å ta den høye risikoen som det å investere pengene sine i aksjer medfører til den gitte avkastningen.

Til slutt vil jeg bare nevne at jeg også har estimert likningen (3''') for veksten i innskudd totalt som den avhengige variabelen. Resultatene er gitt i tabell 16. Men jeg vil ikke kommentere disse resultatene noe videre, fordi de viser mye av de samme resultatene som for innskuddene fra publikum.

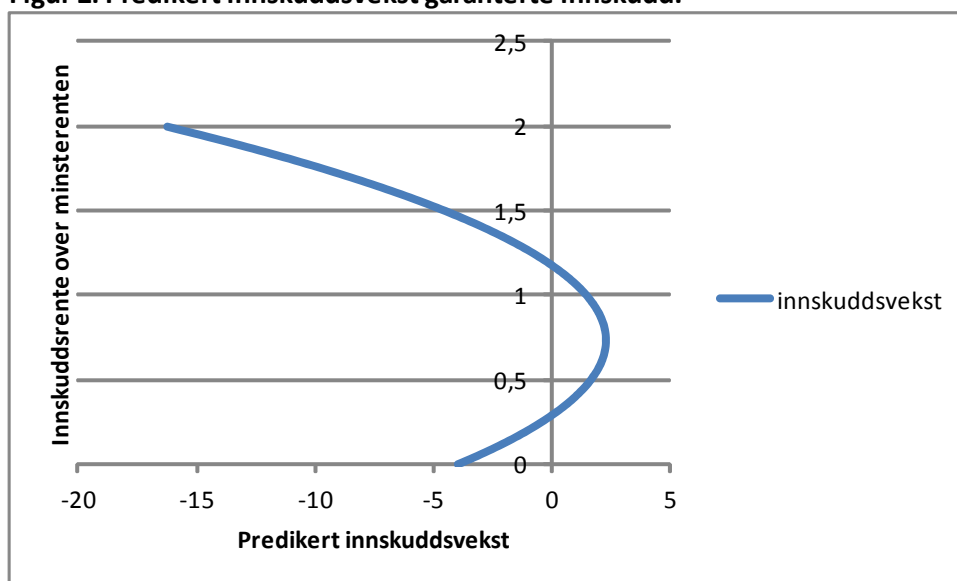
6.3.2 Garanterte og ikke-garanterte innskudd

Her vil jeg studere om det er noe forskjell i disiplineringen mellom innskyterne som har sine innskudd garantert av Bankenes Sikringsfond (vis_{it}) og de som ikke har det (viu_{it}). Jeg har derfor estimert likning (3''') for henholdsvis vis_{it} og viu_{it} , og hvor jeg bruker irp_{it} (instrumentert) som den korrigerede innskuddsrenten for begge innskuddinndelningene.⁸³ De respektive resultatene er gitt i tabell 17 og 18.

Hypotesen min var, som nevnt før, at det er innskyterne som ikke har sine innskudd garantert av Bankens sikringsfond, som har størst insentiv til å disiplinere bankene. Og derfor skulle man forvente at de var mer rentefølsomme, altså en lavere cut-off, og at de hadde en høyere estimert koeffisient foran $kkd_{i,t-1}$. Men av resultatene gitt i tabell 17 og 18, så ser vi at det er det helt motsatte som er tilfelle. Det er altså de med innskuddene sine garantert av Bankenes sikringsfond som virker å disiplinere bankene mest. For hvis vi sammenligner de to inndelningenes cut-off'er, så ser vi at den er $\approx 0,73$ prosentpoeng over minsterenten for de med innskuddene garanterte, mens den er $\approx 0,91$ prosentpoeng over minsterenten for de som ikke har sine innskudd garantert. Når det så gjelder disiplineringen av bankene ved soliditeten, så er den estimerte koeffisienten foran $kkd_{i,t-1}(\hat{\beta}_{s1})$ også mye høyere for de innskyterne med innskuddene garantert enn for de som ikke har sine innskudd garantert. Og vi kan si på signifikantnivå på 5% at de ikke er like, fordi konfidensintervallene gitt i tabell 17 og 18 ikke overlapper. $\hat{\beta}_{s1}$ for de med sine innskudd ikke-garanterte er heller ikke signifikant forskjellig fra null. Alt dette er evidens mot min hypotese. Det er heller evidens for at det er de innskyterne som har sine innskudd garantert, som også disiplinere bankene mest.

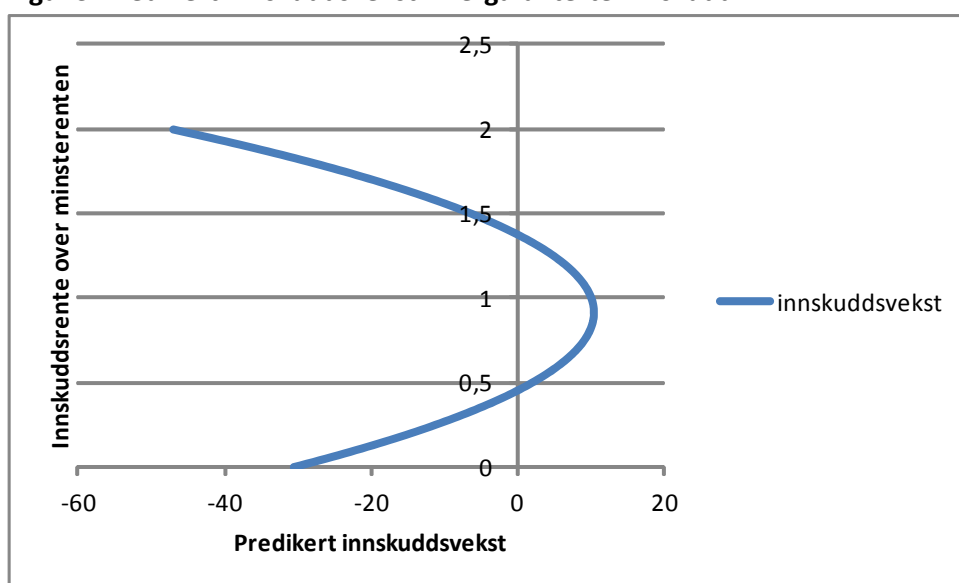
⁸³ Ved at jeg bruker irp_{it} for både de innskuddene som er garantert og ikke-garantert istedenfor de helt samsvarende innskuddsrenten, så vil jeg få en økning i målefeilen gjort for disse innskuddene i forhold til for innskudd fra publikum. Men at denne målefeilen vil av samme grunn som for de andre målefeilene man gjør ved å bruke en gjennomsnittlig innskuddsrente istedenfor marginalrenten forhåpentligvis bli instrumentert bort. (Egentlig bare betinget av at (i) – (iv) holder.)

Figur 2: Predikert innskuddsvekst garanterte innskudd.



For regresjonen med viu_{it} som forklarende variabel, så kan man også legge merke til at R-sq er mye lavere enn for regresjonen med vis_{it} som forklarende variabel. Det vil si at modellen min ikke klarer å predikere variasjonen i viu_{it} like godt som den gjør det for vis_{it} . Dette kan komme av at det er helt andre variable som påvirker tilbudt innskuddsvekst fra innskytere som ikke har sine innskudd garanterte, men hvilke variable dette skulle være er for meg uklart. I tillegg kan man for regresjonen med viu_{it} som forklarende variabel, også legge merke til at koeffisientene foran av_t og aa_t har de helt motsatte fortegnene enn det man kunne forvente. Koeffisienten for aa_t er riktignok ikke signifikant forskjellig fra null.

Figur 3: Predikert innskuddsvekst ikke-garanterte innskudd.



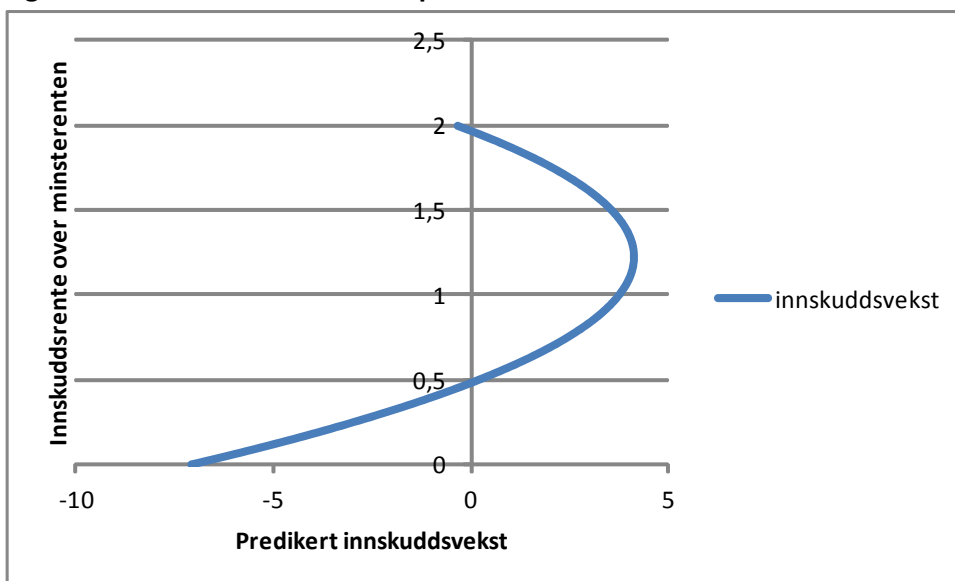
6.3.3 Finanskrisen

Nå skal jeg undersøke min hypotese i forbindelse med finanskrisen. Dette gjør vi ved estimering av likning (3''') som forklart i kapittel 5.4.1. Jeg har gjort denne estimeringen for vip_{it} , vis_{it} og viu_{it} , og da med irp_{it} (instrumentert) som den korrigerte innskuddrenten brukt for alle disse innskuddsinndelingene. Resultatene er gitt tabell 19 til 21.

Hypotesen min var i utgangspunktet at disiplineringen av bankene har økt på grunn av finanskrisen, som følger av at innskyterne har fått mindre tillit til banksektoren, og dermed har fått større insentiv til å disiplinere bankene. For å teste hypotesen må vi derfor se på fortegnet av $\hat{\kappa}_3$, altså den estimerte koeffisienten foran produktet av dfk_t og $kkd_{i,t-1}$. (I Stata kalt L.kkdhatdfg.) Hvis denne koeffisienten er signifikant forskjellig fra null, så kan vi ha evidens for å si at disiplineringen på bakgrunn av bankenes soliditet har økt under og etter finanskrisen.

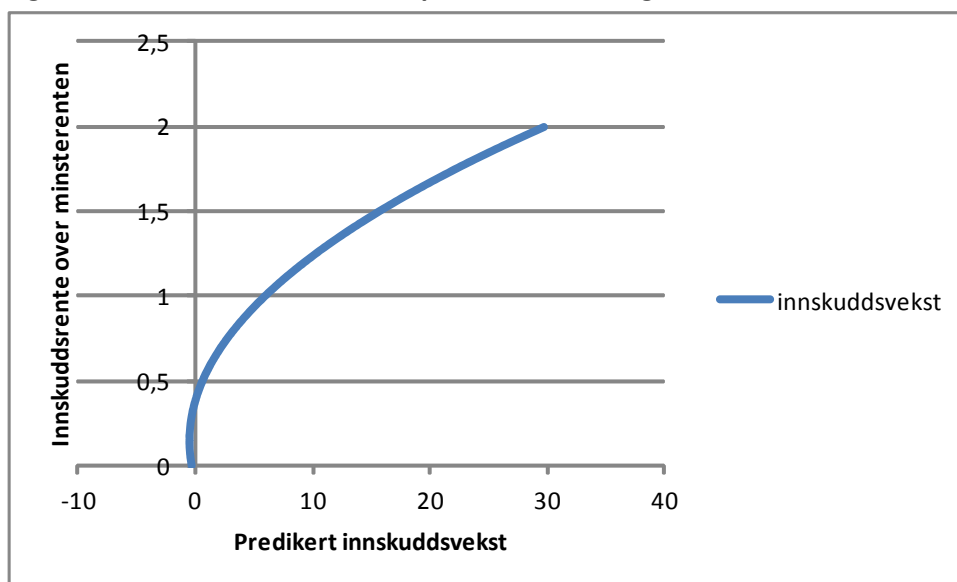
Av resultatene i tabell 19 til 21 ser vi at $\hat{\kappa}_3$ er positiv både for innskudd fra publikum og for innskudd som er garanterte, mens den er negativ for innskudd som ikke er garanterte. $\hat{\kappa}_3$ er også statistisk signifikant forskjellig fra null for alle innskuddsinndelingene. Vi kan dermed konkludere med at vi har funnet evidens for at innskyterne som har innskuddene garanterte, også er de som har økt disiplineringen med hensyn på soliditeten ved finanskrisens inntog. Mens for de som ikke har innskuddene garanterte så har vi den motsatte konklusjonen.

Figur 4: Predikert innskuddsvekst publikum før finanskrisen.

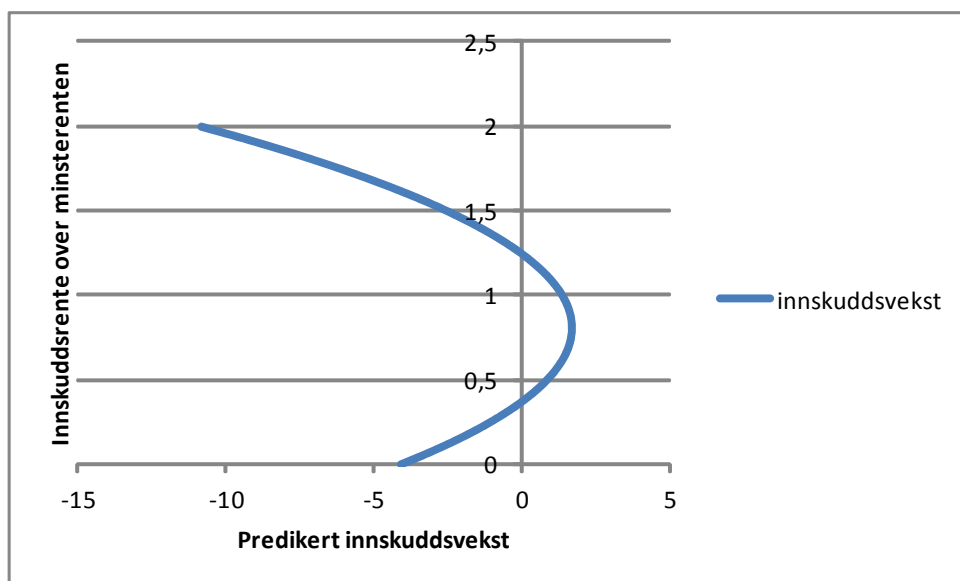


Når vi så vender til rentedisiplineringen, så ser vi at denne disiplineringen virker å endre seg drastisk i forbindelse med finanskrisen. For hvis vi ser på estimatene før krisen, så er ikke de så veldig ulike våre tidligere estimat, dog noe høyere, med en estimert cut-off på $\approx 1,22$ prosentpoeng over minsterenten. (se figur 4) For å se på de estimerte koeffisientene under og etter krisen, så må vi summere koeffisientene foran de to forskjellige leddene ($\hat{\vartheta}_{s1}$ og $\hat{\vartheta}_{s2}$), og de respektive koeffisientene foran produktleddene med finansdummyen ($\hat{\kappa}_1$ og $\hat{\kappa}_2$). Og som vi ser av figur 5, så er tilbudsfunksjonen nå tilnærmet lineær. Vi har ikke lenger en tilbakeoverbøyd tilbudskurve, og har dermed heller ingen estimert cut-off rente. Dermed virker det til at innskyyterne har minsket, og til og med helt fjernet, denne formen for markedsdisiplin under og etter finanskrisen. Noe som er overraskende med tanke på vår hypotese om at finanskrisen har bidratt til en tillitsbrist til banksektoren. Men som jeg også har nevnt før, så kan det jo hende at innskyyterne har ment at myndighetene løste krisen så bra at det har redusert behovet for å disiplinere bankene. En ting som da er rart er at de disiplinere banken sterkere med hensyn på soliditeten. En siste ting man også kan merke seg er at dette mulige skiftet i disiplineringen med hensyn på renten kan også være grunnen til at modellen passer så dårlig for hele tidsperioden under ett.

Figur 5: Predikert innskuddsvekst publikum under og etter finanskrisen.

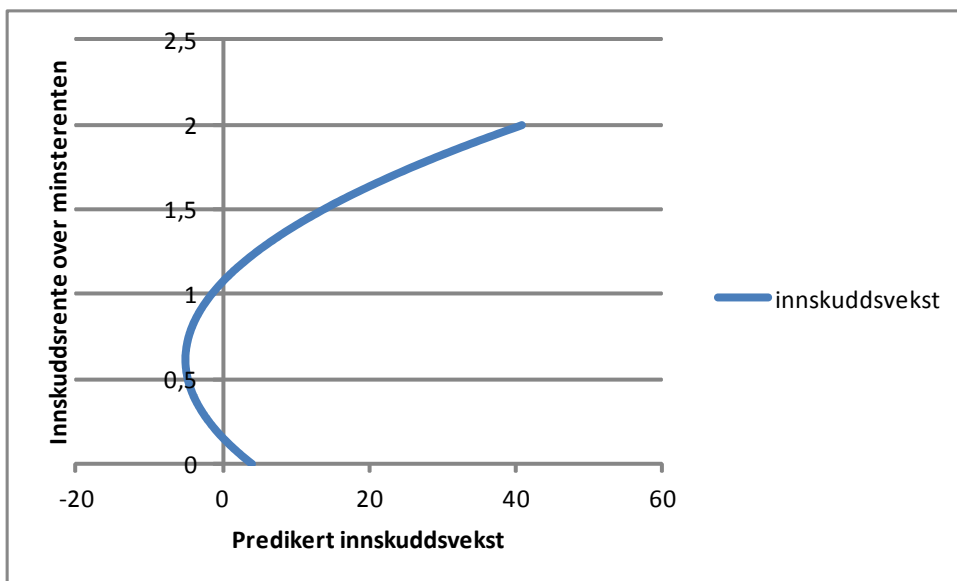


Figur 6: Predikert innskuddsvekst (garanterte) før finanskrisen.

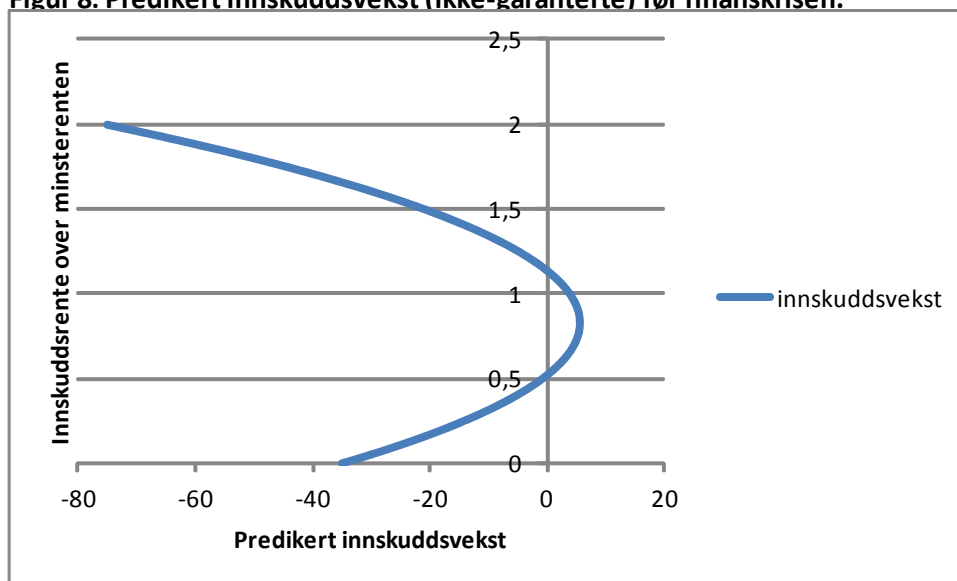


Hvis vi studerer innskuddsveksten for innskudd som er garantert, se figur 6 og 7 og tabell 20, så viser disse estimatene mye av det samme som for innskudd fra publikum. Men cut-off'en er estimert noe lavere, som vil si på $\approx 0,80$ prosentpoeng over minsterenten. Vi vil også her få denne drastiske endringen disiplineringen av bankene, som vi fikk for innskudd fra publikum. At grafen i figuren krummer den "gale" veien vil mest sannsynlig komme av at tilbudsfunksjonen med et kvadratledd ikke har riktig passform for perioden under og etter finanskrisen, noe som mest sannsynlig betyr at kvadratleddet ikke burde være inkludert for denne perioden, selv om den nå er statistisk signifikant.

Figur 7: Predikert innskuddsvekst (garanterte) under og etter finanskrisen.

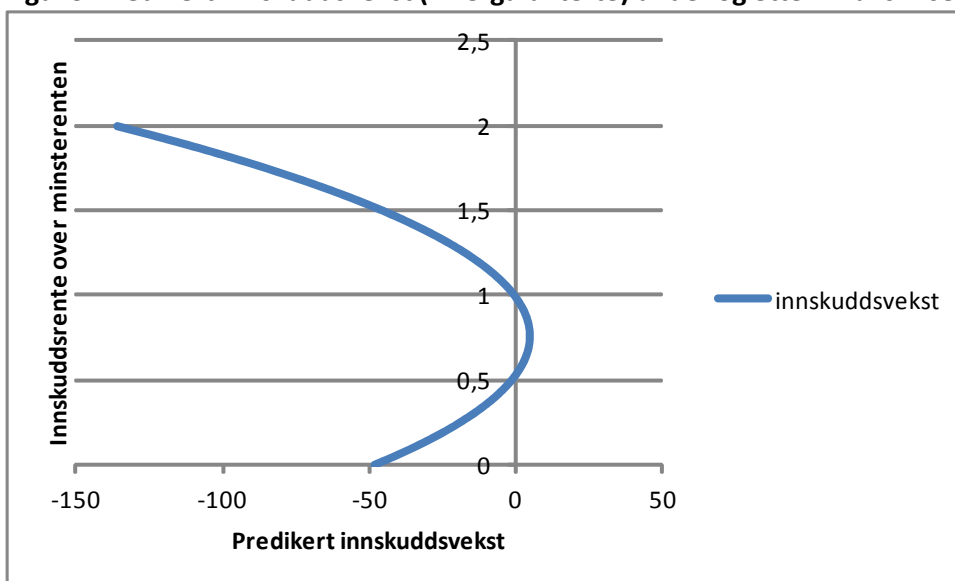


Figur 8: Predikert innskuddsvekst (ikke-garanterte) før finanskrisen.



Studerer man så estimatene gitt i tabell 21 for innskudd som ikke er garantert, så vil man ikke få dette skiftet i rentedisiplineringen, og som vi ser hvis vi sammenligner figur 8 og 9, så ser den ut til å øke. Den estimerte cut-off'en er også noe lavere under og etter finanskrisen. Det virker altså til at innskylterne som ikke har sine innskudd garantert av Bankenes sikringsfond disiplinere bankene i enda mindre grad med hensyn på soliditeten, men i større grad ved innskuddsrenten under og etter finanskrisen.

Figur 9: Predikert innskuddsvekst (ikke-garanterte) under og etter finanskrisen.



6.3.4 Lineær tilbudsspesifikasjon

Som vi så på i kapittel som omhandlet finanskrisen, så kunne det kanskje tyde på at en lineær funksjon kunne predikere dataene bedre enn den kvadratiske funksjonen som jeg har brukt til nå.⁸⁴ Dette har jeg prøvd å se nærmere på i dette kapittelet. Jeg har bare studert dette for hele perioden under ett, men jeg har gjort det for alle de innskuddsinndelingene jeg har.

Resultatene er gitt i tabell 22 til 24. Det betyr at 1 prosentpoeng økning i innskuddsrenten over minsterenten vil resultere i $\hat{\theta}_{s1}$ prosentpoeng høyere innskuddsvekst.

Hvis vi først studerer innskudd fra publikum så ser vi at den estimerte koeffisienten foran den korrigerte innskuddsrenten er på $\approx 1,77$, men den er ikke signifikant forskjellige fra null. Derfor kan vi faktisk ikke konkludere med at økt innskuddsrente i forhold til minsterenten vil føre til økt tilbudt innskuddsvekst. Når det så gjelder innskudd som er garantert, så ser vi at den estimerte koeffisienten foran den korrigerte innskuddsrenten til og med er negativ, og signifikant. Noe som kan virke svært spesielt, men det kan komme av den nevnte rentedisiplineringsendringen som fant sted, og at denne lineære modellen bare ”passer” i perioden etter finanskrisens inntog. Når det gjelder de innskuddene som ikke er garanterte, så er den estimerte koeffisienten foran den korrigerte innskuddsrenten med det forventede fortegnet, men igjen er denne ikke statistisk signifikant forskjellig fra null på 5%

⁸⁴ At denne tilbudsfunksjonen kalles lineær kommer av at den også er lineær i modellens variable, ikke bare i modellens koeffisienter.

signifikansnivå. Dermed kan vi heller ikke her si at vi med sikkerhet vet at disse innskyterne blir påvirket av innskuddsrentene i valg av hvilken bank de ønsker å sette sine penger inn i.

Når det gjelder disiplineringen ved bruk av informasjon på soliditeten til bankene, så bekrefter resultatene ved denne lineære modellen det samme som den ikke lineære modellen brukt i modellene i kapitlene før dette kapitlet. Det er altså innskyterne med sine innskudd garantert av Bankenes sikringsfond som er de som i størst grad disiplinere bankene ved soliditetsinformasjon.

7 Konklusjon

I denne masteroppgaven har jeg prøvd å ta problemene med identifikasjonen av de forskjellige modellene brukt innenfor temaet markedsdisiplin mer alvorlig enn det som er vanlig for litteraturen på området. Og jeg har vist at den ”halvreduserte” form modellen ikke er identifiserbar, men at tilbudsfunksjonen i etterspørsels- og tilbudsmodellen er identifiserbar under mine forutsetninger.

Med denne tilbudsfunksjonen har jeg så prøvd å finne svar på om det er noe forskjell i disiplineringen av bankene mellom de som har sine innskudd garantert og de som ikke har det. Og i tillegg om det kunne tenkes at finanskrisen på noen måte hadde forandret markedsdisiplinen. Noe overraskende viser mine resultater at det er de med innskuddene dekket av Bankenes sikringsfond som disiplinere bankene mest. Dette er også stikk i strid med hva andre artikler på området har funnet evidens for, som i for eksempel Ioannidou og Dreu (2006). Når det gjelder endringen i disiplineringen ved at vi i Norge og verden opplevde en finanskriser, så viser mine resultater at soliditetsdisiplineringen har økt, mens rentedisiplineringen har minsket for de med sine innskudd garantert. Mens det er omvendt for de som ikke har sine innskudd garantert. Dette er også et resultat som strider med hva andre artikler har funnet evidens for. Ett eksempel er Martinez og Schmukler (1999), som finner at markedsdisiplineringen øker både gjennom rentedisiplinering og soliditetsdisiplinering ved en finansiell krise, da spesielt etter den finansielle krisen.

Det at jeg finner evidens for at det er de innskyterne som er dekket av Bankenes sikringsfond som disiplinere bankene mest, vil bety at det å innføre en form for ”co-insurance” ikke har noe for seg. Dette vil etter mine resultater å dømme ikke øke disiplinering av bankene, og vil bare føre til mer usikkerhet i banksektoren.

Det er likevel viktig å poengtere at min økonometriske modell ikke er fullkommen, for som vi så i kapittel 6, så er de estimerte cut-off’ene noe lave i forhold til hva man kan forvente. Og i og med at mine konklusjoner i så stor utstrekning avviker fra det man kunne forvente, så kan dette kanskje være en indikasjon på at også min modell er misspesifisert. Og det er absolutt behov for mer forskning på området. En mulig videreutvikling av modellen er kanskje å bruke ikke lineære estimeringsmetoder.⁸⁵ Argumentet for dette er at den kvadratiske modellen virker

⁸⁵ I den betydning at tilbudsfunksjonen ikke er lineær i koeffisientene.

å estimere en for brå og symmetrisk tilbudsfunksjonen, for at man kan påstå at modellen har en god passform.

Også når det gjelder estimeringsmetoden så er det også et forbedringspotensial. Det kommer av at min modell ikke tilfredsstillter betingelsene (i)-(iv), som er gitt av Hausman et al (1991), og jeg kan derfor ikke være sikker på at min estimeringsprosedyre er forventningsrett og konsistent. Og det vil være viktig å bevise at man virkelig ikke får noen problem med min estimeringsprosedyre, eller å bevise en alternativ estimeringsprosedyre som vil være forventningsrett og konsistent. Vi kan også forbedre estimeringsmetoden ved å bruke en estimator som kombinerer "within" og GLS estimering, som vil bety at vi bruker kjennskapen til kovariansmatrisen til restleddene for å forbedre effisiensen av estimatoren.

Litteraturliste

Basel Committee on Banking Supervision, "International framework for liquidity risk measurement, standards and monitoring", (2010), <http://www.bis.org/publ/bcbs165.pdf>. (Sist brukt den 22.10.2010.)

Biørn, E. (2009). *Econometric Analysis of Panel Data – An Introduction*, Unpublished Compendium, Oslo, Unipub AS.

Biørn, E. (13. sep 2010). The asymptotic distribution of the instrumental variable estimator. How choose an optimal instrumental variable?, ECON 4160, University of Oslo.

Biørn, E. (4.okt 2010). Three lecture notes, part of syllabus for master course, ECON 4160, University of Oslo.

Biørn, E. (2003). *Økonometriske emner*, 2. utgave, Oslo, Unipub AS.

Bjørn Skogstad Aamo (24.mars 2010), "HVA HAR VI LÆRT AV FINANSKRISEN? Myndighetenes erfaringer og veien videre", Finanstilsynet, http://www.finanstilsynet.no/Global/Venstremeny/Foredrag_vedlegg/2010/FNO_Skogstad_Aamo_24_mars_2010.pdf (Sist brukt den 27.10.2010)

Calomiris, Charles, and Andrew Powell. (2000). Can emerging market bank regulators establish credible discipline? The case of Argentina, 1992-1999, mimeo, Banco Central de la Republica Argentina.

Degryse, H., Moshe, K. and Ongena, S. (2009). *Microeconometrics of Banking*, New York, Oxford University Press.

Demirgüç-Kunt A., and H. Huizinga (2004). Market discipline and deposit insurance, *Journal of Monetary Economics* 51, 375-399.

Demirguc-Kunt, Asli , Karacaovaki, Baybars and Laeven, Luc A., *Deposit Insurance Around the World: A Comprehensive Database* (June 2005). World Bank Policy Research Working Paper No. 3628. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=756851>.

Finansiell Stabilitet 1/10 (2010), Norges Bank, www.norges-bank.no/upload/80064/finansiell_stabilitet_rapport_1_2010.pdf, (Sist brukt den 22.10.2010.)

Freixas, X. and Rochet, J.C. (2008). *Microeconomics of Banking*, second edition, Massachusetts Institute of Technology, MIT Press.

Bankenes Sikringsfond, (2008), ”Garanterer for to millioner”, www.bankenessikringsfond.no. Sist brukt den 31.10.2010.

Greene, W.H. (2008). *Econometric Analysis*, sixth edition, New York, Pearson Education.

Hausman, J.A., Newey, W.K., Ichimura, H., Powell, J.L. (1991). Identification and estimation of polynomial errors-in-variables models*, *Journal of econometrics* 50 (1991), pages 273-295. North-Holland.

“Hva er NIBOR og Renteswapper (IRS)?”

www.dnbno.no/markets/obligasjoner_sertifikater/hva_er_nibor.html. (Sist brukt den 25.10.2010)

Ioannidou V.P. and Dreu, de J. (2006). The impact of explicit deposit insurance on market discipline. Tilburg University CentER discussion paper no. 2006-05.

Karas A., W. Pyle and K. Schoors (2009). How do Russian depositors discipline their banks? *Oxford Economic Papers Advance Access published*, April 13. 2009.

Martinez-Peria, M. and Schmukler, S. (2001) Do depositors punish banks for bad behavior? Market discipline, deposit insurance, and banking crises, *Journal of Finance*, 56, 1029–51.

Nichols, A. (2006). Weak instruments: An overview and new techniques, <http://www.stata.com/meeting/5nasug/wiv.pdf> (Sist brukt den 09.11.2010)

Nymoen, R. (6/3-2009), Slides to lecture; Instrumental variables estimation, Econ 4160. University of Oslo.

Romer, D. (2006). *Advanced Macroeconomics*, third edition, New York, McGraw-Hill Irwin.

”Statens finansfond – Kjernekapital til bankene”, pressemelding 08.09.2008, www.regjeringen.no/nb/dep/fin/pressemeldinger/pressemeldinger/2009/statens-finansfond--kjernekapital-til-ba.html?id=545247, (Sist brukt den 31.10.2010.)

Stock, J.H., Watson, M.W. (2007). Introduction to Econometrics, Second edition, Boston, Pearson Education.

”Stata 11 help for hausman”, <http://www.stata.com/help.cgi?hausman> (Sist brukt den 12/11-2010)

Vedlegg

Tabell 3: Veksten i innskudd fra publikum (vip_{it}), likning (1):

```
. xtreg vip L.kkd L.mis L.res L.ltk L.kost vbnp aa av, fe vce(robust)
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   3283
Group variable: bank                  Number of groups =   143

R-sq:  within = 0.1238                Obs per group:  min =    6
      between = 0.0531                  avg   =   23.0
      overall = 0.0298                  max   =   25

corr(u_i, Xb) = -0.7668                F(8,142)       =   34.32
                                          Prob > F        =   0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
vip						
kkd	.4235772	.0684442	6.19	0.000	.288276	.5588784
L1.						
mis	-.0154878	.1216574	-0.13	0.899	-.2559815	.2250058
L1.						
res	-.1395238	.4729489	-0.30	0.768	-1.074454	.7954068
L1.						
ltk	-.4233388	.0513726	-8.24	0.000	-.5248928	-.3217848
L1.						
kost	-2.430313	1.206938	-2.01	0.046	-4.816201	-.0444245
L1.						
vbnp	.1496632	.0196559	7.61	0.000	.1108072	.1885192
aa	.0375393	.0054126	6.94	0.000	.0268395	.048239
av	.4821836	.0423791	11.38	0.000	.3984081	.5659591
_cons	-5.331613	1.03879	-5.13	0.000	-7.385105	-3.278122
sigma_u	2.6924274					
sigma_e	4.4606111					
rho	.26704146	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 4: Veksten i garanterte innskudd (vis_{it}), likning (1):

```
. xtreg vis L.kkd L.mis L.res L.ltk L.kost vbnp aa av, fe vce(robust)
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   2757
Group variable: bank                  Number of groups =   143

R-sq:  within = 0.1517                Obs per group:  min =    6
      between = 0.0352                  avg   =   19.3
      overall = 0.0383                  max   =   21

corr(u_i, Xb) = -0.7745                F(8,142)       =   62.37
                                          Prob > F        =   0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
vis						
kkd	.4283337	.0685792	6.25	0.000	.2927656	.5639018
L1.						
mis	-.1614921	.1337631	-1.21	0.229	-.4259165	.1029322
L1.						
res	-1.024011	.3460281	-2.96	0.004	-1.708043	-.3399784
L1.						
ltk	-.2707273	.0472037	-5.74	0.000	-.3640401	-.1774146
L1.						
kost	-2.171667	.8309178	-2.61	0.010	-3.814234	-.5290995
L1.						
vbnp	.133701	.0125353	10.67	0.000	.1089211	.1584808
aa	.0096641	.0040723	2.37	0.019	.001614	.0177142
av	.600676	.0409599	14.66	0.000	.5197061	.681646
_cons	-6.410363	.8916527	-7.19	0.000	-8.172992	-4.647734
sigma_u	2.447593					
sigma_e	3.7690511					
rho	.29662189	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 5: Veksten i ikke-garanterte innskudd (viu_{it}), likning (1):

```
. xtreg viu L.kkd L.mis L.res L.lik L.kost vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 2756
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.0385
between = 0.0032
overall = 0.0219

Obs per group: min = 6
avg = 19.3
max = 21

corr(u_i, Xb) = -0.3843

F(8,142) = 9.55
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

viu	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
kkd						
L1.	.3159985	.2533858	1.25	0.214	-.1848972	.8168943
mis						
L1.	-.1255641	.340561	-0.37	0.713	-.7987888	.5476607
res						
L1.	3.698051	2.117555	1.75	0.083	-.487954	7.884056
lik						
L1.	-.68906	.1839401	-3.75	0.000	-1.052675	-.3254451
kost						
L1.	-4.494991	3.769993	-1.19	0.235	-11.94755	2.957571
vbnp						
aa	.4563885	.0970791	4.70	0.000	.2644814	.6482955
av	.0855653	.0225519	3.79	0.000	.0409844	.1301462
_cons	-.4647858	.2085454	-2.23	0.027	-.8770407	-.052531
	2.216611	3.986205	0.56	0.579	-5.663363	10.09658
sigma_u	4.9992682					
sigma_e	19.486257					
rho	.06175502	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 6: Innskuddsrenten til publikum (irp_{it}), (likning 2):

```
. xtreg irp L.kkd L.mis L.res L.lik L.kost vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 3282
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.2066
between = 0.0023
overall = 0.0957

Obs per group: min = 6
avg = 23.0
max = 25

corr(u_i, Xb) = -0.0955

F(8,142) = 115.01
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

irp	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
kkd						
L1.	.0041906	.0057767	0.73	0.469	-.0072288	.0156101
mis						
L1.	-.0036626	.0084	-0.44	0.663	-.0202678	.0129426
res						
L1.	-.0535216	.0336606	-1.59	0.114	-.1200623	.013019
lik						
L1.	-.0010464	.0023715	-0.44	0.660	-.0057344	.0036416
kost						
L1.	-.3277792	.093635	-3.50	0.001	-.512878	-.1426804
vbnp						
aa	.003471	.0007278	4.77	0.000	.0020323	.0049098
av	-.0032392	.0002977	-10.88	0.000	-.0038276	-.0026508
_cons	.059262	.0026484	22.38	0.000	.0540265	.0644975
	.3511065	.0991622	3.54	0.001	.1550816	.5471314
sigma_u	.27155835					
sigma_e	.26937486					
rho	.50403646	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 7: Instrumentering av irp_{it} :

```
. . xtreg irp L.mis L.res L.kost nib urp vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 3282
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.2597
between = 0.0147
overall = 0.1365

Obs per group: min = 6
avg = 23.0
max = 25

corr(u_i, Xb) = -0.0527

F(8,142) = 149.06
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

irp	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
mis	.0104228	.0077967	1.34	0.183	-.0049897	.0258353
L1.						
res	-.1199383	.0297817	-4.03	0.000	-.178811	-.0610655
L1.						
kost	-.2681852	.0769783	-3.48	0.001	-.4203566	-.1160137
L1.						
nib	.0917353	.0120932	7.59	0.000	.0678293	.1156413
urp	-.0602717	.0214231	-2.81	0.006	-.1026212	-.0179222
vbnp	.0038863	.0006944	5.60	0.000	.0025137	.005259
aa	-.0016504	.0002954	-5.59	0.000	-.0022343	-.0010665
av	.0681761	.0022969	29.68	0.000	.0636356	.0727166
_cons	.2924792	.0518881	5.64	0.000	.1899062	.3950522
sigma_u	.27760869					
sigma_e	.26020823					
rho	.53232003	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 8: Instrumentering av $k_{d_{it-1}}$:

```
. xtreg kkd mis res kost nib urp vbnp L.vbnp L2.vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 3140
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.1154
between = 0.1507
overall = 0.0551

Obs per group: min = 5
avg = 22.0
max = 24

corr(u_i, Xb) = 0.1433

F(10,142) = 74.41
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

kkd	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
mis	-.0199359	.0733802	-0.27	0.786	-.1649947	.1251229
res	.926714	.347565	2.67	0.009	.2396436	1.613784
kost	-1.305571	.6199997	-2.11	0.037	-2.531193	-.0799485
nib	.0044846	.0539841	0.08	0.934	-.1022319	.111201
urp	-.1723623	.0847137	-2.03	0.044	-.3398253	-.0048993
vbnp						
--.	.0773236	.0067187	11.51	0.000	.064042	.0906052
L1.	.0990103	.00537	18.44	0.000	.0883948	.1096259
L2.	.0525521	.0033437	15.72	0.000	.0459422	.059162
aa	-.0114489	.0018626	-6.15	0.000	-.0151309	-.007767
av	.0495893	.0185478	2.67	0.008	.0129239	.0862547
_cons	15.46676	.4632097	33.39	0.000	14.55108	16.38244
sigma_u	4.4477279					
sigma_e	1.284909					
rho	.92297065	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 9: Estimering av tilbudsfunksjonen, vip_{it} , likning (3), ingen instrumentering:

```
. xtreg vip irp irp2 L.kkd vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 3282
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.0762
between = 0.0001
overall = 0.0201

Obs per group: min = 6
avg = 23.0
max = 25

corr(u_i, xb) = -0.7674

F(6,142) = 46.69
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

vip	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irp	-.4967294	1.299487	-0.38	0.703	-3.06557	2.072111
irp2	1.38491	.7762487	1.78	0.077	-.1495871	2.919407
kkd L1.	.4217136	.0639604	6.59	0.000	.295276	.5481513
vbnp	.1476344	.0205449	7.19	0.000	.107021	.1882478
aa	.0442934	.0049037	9.03	0.000	.0345998	.0539871
av	.2991206	.0439246	6.81	0.000	.2122899	.3859512
_cons	-6.436616	1.084516	-5.94	0.000	-8.580499	-4.292734
sigma_u	2.1501108					
sigma_e	4.5792167					
rho	.18064004	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 10: Estimering av tilbudsfunksjonen, vip_{it} , likning (3''''), alle endogene variable instrumentert (fixed effekt (within)):

```
. xtreg vip irphat irphat2 L.kkdhat vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 2997
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.1840
between = 0.0160
overall = 0.1490

Obs per group: min = 4
avg = 21.0
max = 23

corr(u_i, xb) = -0.2511

F(6,142) = 78.50
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

vip	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	24.3469	6.064935	4.01	0.000	12.35767	36.33613
irphat2	-13.64283	3.602281	-3.79	0.000	-20.76386	-6.521801
kkdhat L1.	4.428802	.3919194	11.30	0.000	3.654052	5.203553
vbnp	.4220722	.0380618	11.09	0.000	.3468311	.4973132
aa	.0045911	.0087492	0.52	0.601	-.0127045	.0218867
av	.6398447	.0988808	6.47	0.000	.4443759	.8353134
_cons	-80.35901	5.634154	-14.26	0.000	-91.49666	-69.22135
sigma_u	1.4860764					
sigma_e	4.2048879					
rho	.11103459	(fraction of variance due to u_i)				

Cut-off: $irp_{it} = 0,89$. (irphat er den predikerte innskuddsrenten (publikum) fra regresjonen i tabell 6, mens kkdhat er den predikerte kjernekapitaldekningsgraden fra regresjonen gitt i tabell 9)

Tabell 11: Estimering av tilbudsfunksjonen, vip_{it} , likning (3'''), alle endogene variable instrumentert (Random effekt (GLS)):

```
. xtreg vip irphat irphat2 L.kkdhat vbnp aa av, re vce(robust)
```

Random-effects GLS regression Number of obs = 2997
Group variable: bank Number of groups = 143

R-sq: within = 0.1806 obs per group: min = 4
 between = 0.0150 avg = 21.0
 overall = 0.1518 max = 23

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(6) = 306.92
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
irphat	20.58233	6.394932	3.22	0.001	8.048492	33.11616
irphat2	-12.75323	3.628461	-3.51	0.000	-19.86488	-5.641572
kkdhat						
L1.	3.591469	.3413376	10.52	0.000	2.922459	4.260478
vbnp	.3725075	.0363191	10.26	0.000	.3013234	.4436916
aa	.0032286	.0083505	0.39	0.699	-.013138	.0195953
av	.7248602	.1012839	7.16	0.000	.5263474	.9233731
_cons	-65.20693	5.207735	-12.52	0.000	-75.41391	-54.99996
sigma_u	0					
sigma_e	4.2048879					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Cut-off $irp_{it} = 0,81$.

Tabell 12 Hausman test:

```
. hausman b B
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) b	(B) B		
irphat	24.3469	20.58233	3.764574	1.827128
irphat2	-13.64283	-12.75323	-.8896048	1.015613
L.kkdhat	4.428802	3.591469	.8373337	.0892325
vbnp	.4220722	.3725075	.0495647	.0051407
aa	.0045911	.0032286	.0013625	.0004475
av	.6398447	.7248602	-.0850156	.0156582

b = consistent under H₀ and H_a; obtained from xtreg
B = inconsistent under H_a, efficient under H₀; obtained from xtreg

Test: H₀: difference in coefficients not systematic

chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)⁻¹](b-B)
= 101.52
Prob>chi2 = 0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)

Denne testen er ikke basert på de estimerte variansene til de forskjellige koeffisientene i tabell 11 og 12. Dette kommer av at estimatoren av disse variansene er mer robuste ovenfor misspesifikasjon enn de helt vanlige estimatene av disse variansene. Og disse robuste estimerte variansene kan ikke hausmantesten benytte seg av. (Får feilmelding i stata.) Derfor er denne testen basert på de ikke-robuste etimatene av koeffisientenes varianser. (ekskludert vce(robust) i stata koden.) (**b** konsistent uansett, **B** bare konsistent under H_0 .)

Tabell 13: Test av autokorrelasjon i restleddet, basert på de estimerte residualene fra regresjon i tabell 10:

```
. xtreg resviphat L.resviphat, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression Number of obs = 2854
Group variable: bank Number of groups = 143

R-sq: within = 0.0207 obs per group: min = 3
 between = 0.8906 avg = 20.0
 overall = 0.0035 max = 22

corr(u_i, Xb) = -0.2691 F(1,142) = 16.66
 Prob > F = 0.0001

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

resviphat	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
resviphat L1.	-.1384349	.0339168	-4.08	0.000	-.2054819	-.0713879
_cons	-.0185232	.0019336	-9.58	0.000	-.0223455	-.0147008
sigma_u	1.6493212					
sigma_e	4.0198836					
rho	.14408369	(fraction of variance due to u_i)				

resviphat = vip – viphat. (Altså det estimerte residualet fra regresjonen i tabell 10.)

Tabell 14: Estimering av tilbudsfunksjonen, vip_{it}, likning (3''), kkd (lag) ikke instrumentert (fixed effekt (within)):

```
. xtreg vip irphat irphat2 L.kkd vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression Number of obs = 3283
Group variable: bank Number of groups = 143

R-sq: within = 0.0834 obs per group: min = 6
 between = 0.0266 avg = 23.0
 overall = 0.0184 max = 25

corr(u_i, Xb) = -0.7618 F(6,142) = 47.69
 Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

vip	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	44.33971	4.735901	9.36	0.000	34.97773	53.7017
irphat2	-25.22187	2.895196	-8.71	0.000	-30.94513	-19.49862
kkd L1.	.4033972	.0675811	5.97	0.000	.2698021	.5369923
vbnp	.1421681	.0220596	6.44	0.000	.0985605	.1857758
aa	.0187762	.0072165	2.60	0.010	.0045106	.0330419
av	.3819141	.080708	4.73	0.000	.2223696	.5414586
_cons	-24.47793	2.353162	-10.40	0.000	-29.12968	-19.82617
sigma_u	2.2610918					
sigma_e	4.5607041					
rho	.19729955	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 15: Test av eksogeniteten av kkd_{it-1} (Wu-Hausman test):

```
. xtreg vip irphat irphat2 L.kkd reskkdhat vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 3140
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.1571
between = 0.0412
overall = 0.1239

Obs per group: min = 5
avg = 22.0
max = 24

corr(u_i, Xb) = -0.2603

F(7,142) = 61.22
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

vip	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	52.80847	4.70393	11.23	0.000	43.50969	62.10725
irphat2	-29.30478	2.92744	-10.01	0.000	-35.09178	-23.51779
kkd	1.095446	.1161327	9.43	0.000	.8658737	1.325019
L1.						
reskkdhat	-1.008197	.1365327	-7.38	0.000	-1.278096	-.7382978
vbnp	.2176243	.0253816	8.57	0.000	.1674496	.2677989
aa	.0235254	.0076366	3.08	0.002	.0084294	.0386215
av	.4175658	.0862786	4.84	0.000	.2470093	.5881223
_cons	-39.75378	2.652986	-14.98	0.000	-44.99823	-34.50933
sigma_u	1.3910778					
sigma_e	4.3222241					
rho	.09386059	(fraction of variance due to u_i)				

reskkdhat = kkd - kkdhat (Det estimerte residualet fra regresjonen gitt i tabell 9.)

Tabell 16: Estimering av tilbudsfunksjonen, vit_{it} (likning (3'')), alle endogene variable instrumentert (fixed effekt (within)):

```
. xtreg vit irphat irphat2 L.kkdhat vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 2997
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.1413
between = 0.0207
overall = 0.1104

Obs per group: min = 4
avg = 21.0
max = 23

corr(u_i, Xb) = -0.2276

F(6,142) = 60.31
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

vit	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	27.80514	6.005643	4.63	0.000	15.93312	39.67716
irphat2	-15.66935	3.57194	-4.39	0.000	-22.7304	-8.6083
kkdhat	3.827287	.3573332	10.71	0.000	3.120907	4.533668
L1.						
vbnp	.3846748	.0357147	10.77	0.000	.3140736	.455276
aa	-.0077457	.0086031	-0.90	0.369	-.0247524	.0092609
av	.5227174	.093363	5.60	0.000	.3381564	.7072785
_cons	-71.83409	5.150999	-13.95	0.000	-82.01665	-61.65154
sigma_u	1.6196639					
sigma_e	4.4008445					
rho	.1192916	(fraction of variance due to u_i)				

Cut-off: $irp_{it} = 0,89$.

Tabell 17: Estimering av tilbudsfunksjonen, vis_{it} (likning (3'')), alle endogene variable instrumentert (fixed effekt (within)):

```
. xtreg vis irphat irphat2 L.kkdhat vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 2734
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.2702
between = 0.0381
overall = 0.2268

obs per group: min = 4
avg = 19.1
max = 21

corr(u_i, Xb) = -0.2373

F(6,142) = 89.32
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

vis	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	16.99343	5.535175	3.07	0.003	6.051433	27.93542
irphat2	-11.56402	3.148374	-3.67	0.000	-17.78776	-5.340282
kkdhat						
L1.	4.542972	.3611766	12.58	0.000	3.828994	5.25695
vbnp	.3890326	.0285357	13.63	0.000	.3326229	.4454423
aa	-.0368837	.0060069	-6.14	0.000	-.0487581	-.0250093
av	.9630304	.0803575	11.98	0.000	.8041788	1.121882
_cons	-79.12449	4.907158	-16.12	0.000	-88.82501	-69.42397
sigma_u	1.2885928					
sigma_e	3.4206174					
rho	.1242766	(fraction of variance due to u_i)				

Cut-off: $irp_{it} = 0,73$.

Tabell 18: Estimering av tilbudsfunksjonen, viu_{it} (likning (3'')), alle endogene variable instrumentert (fixed effekt (within)):

```
. xtreg viu irphat irphat2 L.kkdhat vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 2733
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.0309
between = 0.0012
overall = 0.0286

obs per group: min = 4
avg = 19.1
max = 21

corr(u_i, Xb) = -0.0462

F(6,142) = 11.36
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

viu	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	89.53317	30.19305	2.97	0.004	29.84722	149.2191
irphat2	-48.88033	18.69928	-2.61	0.010	-85.84527	-11.91539
kkdhat						
L1.	.272833	1.040713	0.26	0.794	-1.784461	2.330127
vbnp	.4204818	.1145275	3.67	0.000	.1940825	.6468811
aa	.0585657	.0320023	1.83	0.069	-.0046968	.1218281
av	-.7507046	.2934546	-2.56	0.012	-1.330809	-.1706003
_cons	-36.45925	17.02737	-2.14	0.034	-70.11914	-2.799357
sigma_u	4.1201845					
sigma_e	19.146547					
rho	.04425813	(fraction of variance due to u_i)				

Cut-off: $irp_{it} = 0,91$.

Tabell 19: Estimering av tilbudsfunksjonen, vip_{it} (likning (3''')), alle endogene variable instrumentert og inkludert alle produktleddene med finanskrisedummyvariabelen (fixed effekt (within)):

```
. xtreg vip irphat irphat2 L.kkdhat irphatdfg irphat2dfg L.kkdhatdfg vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 2997
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.1992
between = 0.0264
overall = 0.1614

Obs per group: min = 4
avg = 21.0
max = 23

corr(u_i, Xb) = -0.2448

F(9,142) = 73.74
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	18.27542	8.97668	2.04	0.044	-.5302242	36.02062
irphat2	-7.453747	5.365262	-1.39	0.167	-18.05986	3.152363
kkdhat L1.	3.790567	.3402736	11.14	0.000	3.117911	4.463224
irphatdfg	-20.84034	3.151257	-6.61	0.000	-27.06978	-14.6109
irphat2dfg	16.26184	2.564935	6.34	0.000	11.19145	21.33224
kkdhatdfg L1.	.429231	.0648869	6.62	0.000	.3009618	.5575002
vbnp	.3454497	.0356995	9.68	0.000	.2748786	.4160209
aa	.0244157	.0095097	2.57	0.011	.0056168	.0432145
av	.1460568	.1521876	0.96	0.339	-.1547894	.446903
_cons	-67.60965	5.915329	-11.43	0.000	-79.30314	-55.91616
sigma_u	1.4141247					
sigma_e	4.1676511					
rho	.10324447	(fraction of variance due to u_i)				

Cut-off: Før: $irp_{it} = 1,22$. Etter irp_{it} = ikke def.

Tabell 20: Estimering av tilbudsfunksjonen, vis_{it} (likning (3''')), alle endogene variable instrumentert og inkludert alle produktleddene med finanskrisedummyvariabelen (fixed effekt (within)):

```
. xtreg vis irphat irphat2 L.kkdhat irphatdfg irphat2dfg L.kkdhatdfg vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 2734
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.3108
between = 0.0516
overall = 0.2682

Obs per group: min = 4
avg = 19.1
max = 21

corr(u_i, Xb) = -0.1972

F(9,142) = 171.94
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	14.2732	9.257246	1.54	0.125	-4.026621	32.57303
irphat2	-8.827059	5.440676	-1.62	0.107	-19.58225	1.928129
kkdhat L1.	3.519983	.2598517	13.55	0.000	3.006305	4.033661
irphatdfg	-29.40757	2.856014	-10.30	0.000	-35.05337	-23.76177
irphat2dfg	23.89673	2.384762	10.02	0.000	19.18251	28.61095
kkdhatdfg L1.	.5226147	.0559922	9.33	0.000	.4119288	.6333007
vbnp	.2697431	.0231272	11.66	0.000	.224025	.3154613
aa	-.0146504	.0059906	-2.45	0.016	-.0264927	-.0028082
av	.4911692	.1178742	4.17	0.000	.2581541	.7241843
_cons	-60.73585	4.890283	-12.42	0.000	-70.40302	-51.06868
sigma_u	1.1651121					
sigma_e	3.3260792					
rho	.10929585	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 22: Estimering av tilbudsfunksjonen, vip_{it} (likning (3'')), alle endogene variable instrumentert (fixed effekt (within)) (ikke inkludert den kvadrerte innskuddsrenten):

```
. xtreg vip irphat L.kkdhat vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 2997
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.1783
between = 0.0142
overall = 0.1438

Obs per group: min = 4
avg = 21.0
max = 23

corr(u_i, Xb) = -0.2495

F(5,142) = 90.95
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	1.76843	1.254126	1.41	0.161	-.7107412	4.2476
kkdhat L1.	4.769837	.3762985	12.68	0.000	4.025966	5.513708
vbnp	.4464826	.0369397	12.09	0.000	.3734599	.5195054
aa	.0164486	.0081235	2.02	0.045	.00039	.0325071
av	.5922471	.0966985	6.12	0.000	.4010925	.7834018
_cons	-76.48891	5.595954	-13.67	0.000	-87.55106	-65.42677
sigma_u	1.3732209					
sigma_e	4.2186033					
rho	.09580846	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 23: Estimering av tilbudsfunksjonen, vis_{it} (likning (3'')), alle endogene variable instrumentert (fixed effekt (within)) (ikke inkludert den kvadrerte innskuddsrenten):

```
. xtreg vis irphat L.kkdhat vbnp aa av, fe vce(robust)
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: bank

Number of obs = 2734
Number of groups = 143

R-sq: within = 0.2646
between = 0.0292
overall = 0.2217

Obs per group: min = 4
avg = 19.1
max = 21

corr(u_i, Xb) = -0.2367

F(5,142) = 100.01
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 143 clusters in bank)

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
irphat	-2.38229	1.116687	-2.13	0.035	-4.58977	-.1748101
kkdhat L1.	4.852654	.3399391	14.28	0.000	4.180658	5.524649
vbnp	.4128713	.0270281	15.28	0.000	.3594418	.4663008
aa	-.0275911	.0060664	-4.55	0.000	-.0395832	-.015599
av	.9305732	.0816046	11.40	0.000	.7692564	1.09189
_cons	-75.9896	5.061575	-15.01	0.000	-85.99538	-65.98382
sigma_u	1.1959164					
sigma_e	3.4330829					
rho	.10821628	(fraction of variance due to u_i)				

