



**NHH**

NORGES HANDELSHØYSKOLE  
Bergen / Oslo, våren 2008

# Hva driver bankers tap?

## - en økonometrisk analyse av norske bankers tap på utlån

Utredning i fordypningsområdet samfunnsøkonomi

Veileder: Professor Jan Tore Klovland

Skrevet for Finansmarkedsavdelingen i Norges Bank

av Anneli Solberg

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

## Forord

---

Denne oppgaven har jeg skrevet som en del av en mastergrad med fordypning i samfunnsøkonomi ved Norges Handelshøyskole. Oppgaven er også et bidrag til makromodellgruppa i Finansmarkedsavdelingen i Norges Bank, hvor jeg har vært ansatt i studentengasjement i perioden januar til juli 2008. I Norges Bank har jeg fått opplæring, tilrettelegging og unik tilgang på kompetanse innen flere fagfelter. Jeg har fått oppleve et spennende, annerledes og meget lærerikt semester som student og er meget takknemlig for denne muligheten.

Jeg ønsker å takke hovedveilederen min i Finansmarkedsavdelingen, assisterende direktør Kjersti-Gro Lindquist, og forsker Roger Hammersland for god oppfølging og grundige tilbakemeldinger under hele perioden. Jeg ønsker også å takke veilederen min på Norges Handelshøyskole, professor Jan Tore Klovland, for nyttige innspill og kommentarer. I tillegg har jeg fått mange gode råd og tips fra kollegaene i avdelingen, særlig fra Eivind Bernhardsen, Tor O. Berge, Katrine G. Boye og Dag Henning Jacobsen, som jeg har satt stor pris på. Til sist en takk til samboeren min for støtte og oppmuntring under hele prosessen.

Bergen, 20. september 2008

---

Anneli Solberg

## Sammendrag

---

Temaet for denne oppgaven er norske bankers tap på utlån, og formålet er å få økt innsikt i hva det er som driver disse tapene. Bankers finansielle posisjon er viktig for den økonomiske utviklingen, og erfaringer viser at deres finansielle posisjon kan svinge raskt og betydelig i takt med endringer i utlånstapene. Ønsket er derfor å utvikle en økonometrisk modell som kan være til hjelp i prediksjonen av mulige problemer i banknæringen.

I dag benytter Norges Bank seg av relasjonen  $tap = \beta \cdot problemlån$ . Det vil si at bankers tap beregnes som en konstant andel av problemlån. Problemlån omfatter misligholdte lån og andre lån som bankene anser som særlig tapsutsatte, og for problemlån er det allerede utviklet en økonometrisk modell. Min oppgave er å teste den enkle tapsmodellen til Norges Banks for å se om den holder empirisk og eventuelt videreutvikle den med andre forklaringsvariabler og / eller dynamikk. Analysen min er utført på kvartalsvise tapstall fra 1. kvartal 1988 til 4. kvartal 2007.

Mine empiriske analyser gir ikke støtte til den nåværende, enkle modellen mellom problemlån og tap. Jeg får heller ikke støtte for relasjonen selv om dynamikk og flere forklaringsfaktorer inkluderes, fordi det ikke kan påvises kointegrasjon mellom problemlån og tap. Relasjonen er testet ut både ved hjelp av Engle-Granger to-trinns metode og likevektsjusteringsmodellen. I tillegg har jeg utført tester for å vurdere kausalitetssammenhengen mellom de to variablene, og disse testene gir ikke støtte for at problemlån er en egnet variabel til å forklare tapsutviklingen. I stedet viser det seg at årsaksretningen trolig går den omvendte veien fra tap til problemlån, og ikke fra problemlån til tap.

Siden modellen med problemlån og tap ikke ser ut til å holde, har jeg valgt å bytte ut problemlån med bankers totale utlån. Denne nye variabelen burde ikke være like utsatt for regnskaps- og definisjonsmessige forhold som problemlån. I den valgte likevektsjusteringsmodellen inngår på lang sikt utlån, rente, konkurser og panteverdier samt en trend. I den kortsiktige dynamikken er det utlån, panteverdier, konkurser og sesongvariasjoner som spiller inn. Denne nye tapsmodellen, som inneholder hensiktsmessige forklaringsvariabler, er ifølge mine resultater en stabil og velspesifisert modell. Den er i tillegg rimelig god til å predikere tapsutviklingen, og jeg mener at modellen gir økt innsikt i drivkreftene bak bankers tap på utlån.

# Innholdsfortegnelse

side

---

Forord	2
Sammendrag	3
Liste over tabeller og figurer	5
<b>1. Introduksjon</b>	<b>6</b>
1.1. Formål og avgrensning	6
1.2. Banker, tap og utlån i Norge	7
<b>2. Litteraturgjennomgang og teori</b>	<b>10</b>
2.1. Presentasjon av tidligere studier	10
2.2. Formulering av en teorimodell	12
<b>3. Datapresentasjon</b>	<b>15</b>
3.1. Tap	15
3.1.1. Hva er tap? – Begrepsavklaring	15
3.1.2. Tapsdata og kilder til tap	18
3.1.3. Tapsserien	20
3.2. Forklaringsvariablene	21
<b>4. Analyse og modellering</b>	<b>27</b>
4.1. Tidsserier og stasjonaritet	27
4.1.1. Teori	27
4.1.2. Testing for enhetsrot	30
4.2. Kointegrasjon og feiljusteringsmodellen (ECM)	31
4.2.1. Teori	31
4.2.2. Modellering med problemlån og tap	34
4.2.3. Modellering med utlån og tap	41
<b>5. Avsluttende momenter</b>	<b>48</b>
Referanseliste	49
Vedlegg	
I. Alternative kilder til tap	53
II. Kildeliste for data	54
III. Deskriptiv statistikk og korrelasjonsmatriser	56
IV. Utdypende resultater med	58
A) MacKinnons kritiske verdier	
B) Resultater fra testing for kausalitetssammenheng	
C) Stabilitetstester for den endelige modellen	

## Liste over figurer

---

- Figur 1* Bankers bokførte tap på utlån i millioner kroner (nominelle kvartalstall)
- Figur 2* Sammenhengen mellom tapsavsetninger og bokførte tap
- Figur 3* Problemengasjement (venstre akse) og avsetningsgrad i bankene (i prosent)
- Figur 4* Tap, reelle tall i millioner kroner og førstedifferansen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 5* Den nye tapsserien på logaritmisk form og førstedifferansen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 6* Problemlån, reelle tall i millioner kroner og førstedifferansen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 7* Totale utlån, reelle tall i millioner kroner og førstedifferansen 1988(1)-2007(4)
- Figur 8* Boligpriser, reelle tall i tusen kroner per kvadratmeter og førstedifferansen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 9* Næringseiendomspriser, reelle tall i tusen kroner per kvadratmeter og førstedifferansen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 10* BNP, reelle tall i millioner kroner og førstedifferansen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 11* Arbeidsledighet, i prosent og førstedifferansen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 12* Realrenta, i prosent og førstedifferansen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 13* Konkurser, i antall og førstedifferansen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 14* Konsumprisindeksen, 1988(1)-2007(4)
- Figur 15* Tapene og problemlånene 1988(1)–2007(4)
- Figur 16* Konkurser og arbeidsledighet 1988(1)–2007(4)
- Figur 17* Boligpriser og BNP 1988(1)–2007(4)
- Figur 18* ”Ex-ante” prediksjon av tapene fra 2006(1) til 2007(4)
- Figur 19* Faktiske tap og estimerte verdier i reelle millioner kroner på nivå, 1988(1)–2007(4)
- Figur 20* Faktiske tap og estimerte verdier i reelle millioner kroner, førstedifferansen, 1988(1)–2007(4)

## Liste over tabeller

---

- Tabell 1* Signifikante forklaringsvariabler i de presenterte studiene
- Tabell 2* Resultater fra ADF-testing av variablene, 1988(1) – 2007(4)
- Tabell 3* Regresjonsresultater fra Engle-Grangers to-trinns metode, 1988 (1) – 2007 (4)
- Tabell 4* Regresjonsresultater, eksempler på ECM-modeller
- Tabell 5* Regresjonsresultat for den langsiktige løsningen, 1988(1) – 2007(4)
- Tabell 6* Regresjonsresultat for den valgte ECM-modellen, 1989 (3) – 2007 (4)

# 1. Introduksjon

## 1.1 Formål og avgrensning

Bankene står for en meget stor andel av utlånene til husholdninger og ikke-finansielle foretak i Norge, og deres finansielle posisjon er viktig for den økonomiske utviklingen. Erfaringer både i Norge og i andre land viser at bankenes finansielle posisjon kan svinge raskt og betydelig i takt med deres utvikling i utlånstapene. Forståelse for utviklingen i tapene og drivkreftene bak utviklingen er derfor av stor interesse ved analyser av den finansielle stabiliteten i Norge.

Denne oppgaven er skrevet for Finansmarkedsavdelingen i Norges Bank med det formål å øke innsikten i hva det er som påvirker bankenes tap på utlån. Den økte kunnskapen kan forhåpentligvis bidra til bedre å kunne predikere mulige problemer i banknæringen.

Frem til i dag har Norges Bank benyttet seg av en enkel relasjon hvor tapene er en fast andel av bankenes misligholdte og andre særlig tapsutsatte lån, definert som problemlån; *bankenes tap* =  $\beta \cdot \text{problemlån}$ . Hovedformålet med denne oppgaven er å vurdere om denne relasjonen holder, og om den kan videreutvikles ved å trekke inn en mer komplisert dynamikk mellom tap og problemlån og / eller ytterligere forklaringsfaktorer.

Tap er en størrelse sammensatt av mange underposter, og det er derfor flere begreper som må avklares og alternative datakilder som bør vurderes. Jeg ønsker derfor også å se nærmere på de ulike begrepene og datakildene for å klargjøre bildet og for å kunne velge den mest hensiktsmessige tidsserien til modelleringen.

Oppgavens disposisjon er som følger: en kort introduksjon til temaet ”banker, tap og utlån i Norge”, deretter en oversikt over tidligere studier og formulering av en teorimodell, så presenteres data for tap og valgte forklaringsvariabler, samt økonometrisk metode; til slutt modellerings resultatene samt en diskusjon av funnene.

For å avgrense oppgaven på en hensiktsmessig måte, har jeg valgt å kun fokusere på norske bankers tap og norske data for de siste tjue årene. Dette fordi Norges Banks modellapparat for analyse av stabiliteten i det finansielle systemet er laget for norske forhold, og tapsrelasjonen skal inngå i dette modellapparatet. I litteraturgjennomgangen har jeg derimot funnet det

nødvendig å se utenfor Norges grenser for å finne relevant forskning innen emnet, men jeg har lagt særlig vekt på studier fra Norge og de andre nordiske landene, som har sammenlignbare økonomiske, skatte- og lovmessige forhold. I tillegg velger jeg i den økonometriske analysen å ta utgangspunkt i likevektsjusteringsmodellen (error correction model), da denne på en enkel måte skiller mellom de kortsiktige og langsiktige forholdene i modelleringen av tapene.

## 1.2 Banker, tap og utlån i Norge

Banker driver i hovedsak med utlånsvirksomhet til publikum, som består av husholdninger, ikke-finansielle foretak og kommuner. De ikke-finansielle foretakene produserer varer og tjenester og låner for å investere i produksjonskapasitet, eiendom og varebeholdning. Husholdningene, bestående av lønnstagere, trygdede og pensjonsmottagere, konsumerer varer og tjenester og låner i stor grad for å investere i bolig. Hovedkilden til lån for publikum er bankene, som gjennom de siste 15 årene har økt sin markedsandel og utsteder i dag cirka 70 prosent av lånene til publikum (*Almklov et al., 2006*).

Bankene mottar innskudd fra kunder, noe de har monopol på, og utsteder samtidig obligasjonslån. De formidler på denne måten finanskapital fra aktører som har overskudd til aktører som har et behov for mer kapital. I tillegg har bankene et allsidig tjenestespekter, som gjerne omfatter kapital- og betalingsformidling, valutaomsetning og fondsforvaltning (*Statistisk sentralbyrå, 1998*). I begrepet ”banker” inngår forretningsbanker og sparebanker, samt vanligvis filialer av utenlandske banker i Norge, som alle har fått konsesjon fra Kredittilsynet til å drive bank.

Forretningsbankene har tradisjonelt rettet seg mot næringslivet, mens sparebankene har betjent privatkunder og småbedrifter i et mindre geografisk område, men i dag er skillet mye mindre tydelig. I Norge er det i dag 122 sparebanker og 18 forretningsbanker, hvorav sju er utenlandskeide. I tillegg har åtte utenlandske banker filialer i Norge.<sup>1</sup> Forretningsbanker er organisert som aksjeselskaper, mens sparebanker historisk har vært selveide institusjoner med grunnfondsbevis, men i senere tid har det blitt tillatt å omdanne seg til aksjesparebank.

---

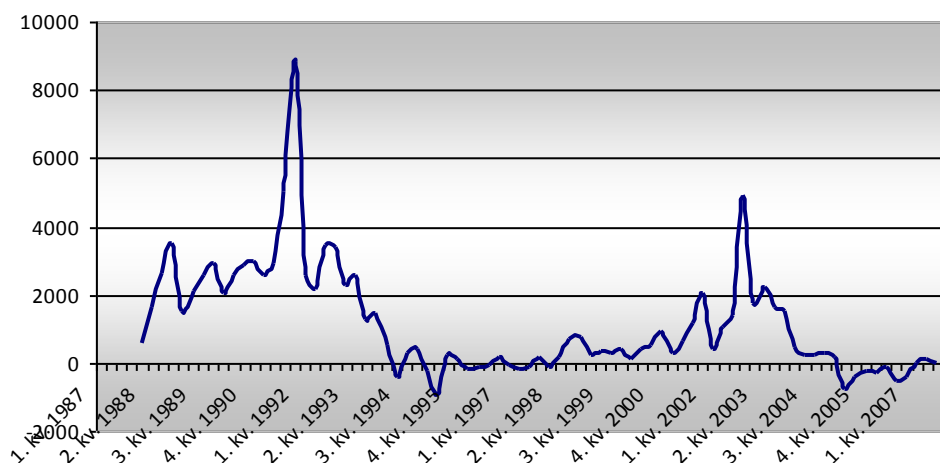
<sup>1</sup> Tallene er pr 02.04.08 fra Kredittilsynets register (*Kredittilsynet, 2008*).

Antallet banker har blitt betydelig redusert etter liberaliseringen på 1980-tallet på grunn av fusjoner og oppkjøp, særlig blant de mindre sparebankene. I tillegg har mange sparebanker valgt å gruppere seg for å tilpasse seg de endrede markedsforholdene. Eksempler på slike grupperinger er Terra-Gruppen og SpareBank 1-Alliansen ([www.sparebankforeningen.no](http://www.sparebankforeningen.no)). Samtidig har skillelinjene mellom banker og andre finansieringsinstitusjoner blitt mindre da flere nå har lov til å tilby de tjenester banker før hadde enerett på, slik som kredittkort, lån og valutatransaksjoner.

I tillegg er markedet nå deregulert og internasjonalsert, og konsern med bank, forsikring og kredittforetak er blitt mer og mer vanlig. Samtidig har bankenes tilgang på informasjon om lånetagerne økt ved hjelp av datasystemer som gir mer korrekte opplysninger og dataprogrammer som kan beregne risikoer og avsetningsbehov mer nøyaktig. I tillegg har regelverket blitt mer presist, og bankene har mindre frihet til å ta tap når de ”føler for det”.

Som en introduksjon til tapsmodelleringen er det naturlig å ta et lite deskriptivt tilbakeblikk på hvordan bankenes tap har utviklet seg de siste tjue årene, som er den perioden det finnes kvartalstall for tap i Norge. Figuren under viser tapene fra 1. kvartal 1988 til og med 4. kvartal 2007.

FIGUR 1: BANKERS BOKFØRTE TAP PÅ UTLÅN I MILLIONER KRONER (NOMINELLE KVARTALSTALL)



Man ser av figuren at bankenes bokførte utlånstap har variert mye over de siste tjue årene. Tapene var på topp under slutten av forrige bankkrise, altså årene 1991-1992. Etterpå var tapene lenge lave eller negative, før det igjen var en topp rundt året 2003. De siste årene har tapene vært små eller negative. Negative tall skyldes av bankene kan friskmelde hele eller deler av engasjementer som de tidligere har tapsført.



Frem til 1980-tallet i Norge var det streng kredittregulering, og bankene var underlagt stram statlig lovgivning. Utlånsrammene og -betingelsene, slik som renta, ble satt sentralt. Økt internasjonalisering og undergraving av reguleringen medvirket til en deregulering av banknæringen og kredittliberalisering i første halvdel av 1980-tallet. Bankene stod plutselig overfor nye rammebetingelser og svært endrede markedsforhold. Konkurransen om å kapre kunder var sterk, og utlånsveksten var høy, mens rentene var relativt lave (*Smith et al., 1998*). Det var gode tider, og man fikk det som i ettertid har blitt kalt ”jappetiden” i siste halvdel av 1980-tallet, hvor lånene gjerne også gikk til kjøp av dyre forbruksvarer og fine biler.

Tapene på denne tiden begynte å stige, og det endte med bankkrise i årene 1988 til 1993 (*Moe et al., 2004*). Bankene måtte ta store tap på grunn av deres tidligere villighet til å låne ut penger. Det store tapsåret var 1991, som også er toppen i figur 1, og hardest rammet det året var forretningsbankene. Staten og sikringsfondene måtte tre inn og hjelpe flere banker ut av knipe og forhindre at innskuddskundene tapte sine penger (*Norges offentlige utredninger, 1992*).

Årene etter 1991 var preget av omstruktureringer og utskiftninger særlig i de store kriserammede bankene. Nye styrever og nye ledere ønsket å rydde opp etter krisen, og tapsførte derfor utlån med høy kredittrisiko, altså de lånene med høy sannsynlighet for mislighold og tap, for å være på den sikre siden.

Den neste økningen i tapene rundt 2002-2003 skyldtes særlig nedgangskonjunktur internasjonalt. Norge og de norske bankene klarte seg relativt godt i denne periode, men økt arbeidsledighet og tøffere forhold for konkurranseutsatt sektor reduserte en del låntageres gjeldsbetjeningsevne. Tapene kom i denne perioden særlig i fiskerinæringen og i forbindelse med bedragerisaken ”Finance Credit” (*Andersen, 2008*). Bankene tok tapene, men uten at dette påvirket deres finansielle soliditet i nevneverdig grad, da omfanget var begrenset og inntektssiden fremdeles var god.

De siste årene har tapene vært svært lave eller til og med negative for bankene, da man har vært i en oppgangsperiode både nasjonalt og internasjonalt. Men den siste tiden har uroen i kredittmarkedene økt, utløst av store, uventede tap på høyrisikolån (subprimelån), og i USA ser den økonomiske situasjonen ut til å ha snudd til det verre. I Norge har inflasjonen og

rentene steget, og bankene er i ferd med å stramme inn sin utlånspraksis (*Norges Bank, 2008*), men frem til 4. kvartal 2007 har bankenes tap vært upåvirkede.

## 2. Litteraturgjennomgang

### 2.1 Presentasjon av tidligere studier

Annen forskning og tidligere studier som er gjort innen emnet ”tapsmodellering” er et viktig utgangspunkt for min analyse og videre valg jeg tar. Jeg vil derfor nå kort presentere sentrale studier som er gjennomført på tap eller tapsavsetninger til banker eller andre finansinstitusjoner.

*Frøyland og Larsen (2002)* i Norges Bank har modellert finansinstitusjoners tap på utlån til husholdningene over en 24-års periode og tap på utlån til foretak over en 13-års periode. For husholdningslåneene er det særlig gjeldsbelastningen og boligformuen, som avhenger av boligprisene, samt lånerenten og arbeidsledighetsraten som forklarer tapsutviklingen. For foretakslåneene finner de at de viktigste drivkreftene er risikoutsatt gjeld, som avhenger av konkurssannsynligheten, og verdien på sikkerheten, som er representert ved boligpriser. Boligpriser er her en erstatter for næringseiendomspriser.

*Hol (2001)* bruker i sin studie tapstall fra Fokus Bank for årene 1991 til 1999. Hun benytter seg av likevektsjusteringsmodellen for å vurdere hvilke makroøkonomiske størrelser som kan forklare tapsutviklingen på lån til ikke-finansielle foretak. På lang sikt finner hun kointegrasjon mellom tap, bruttonasjonalprodukt og utlånsrente, mens på kort sikt spiller også pengemengden og en indeks for industriaksjer inn. I tillegg finner hun en nedadgående trend i tapsutviklingen.

I en studie av *Hess, Grimes og Holmes (2007)* benyttes data fra 32 australske og new zealandske banker i perioden 1980 til 2005. Det kontrolleres for både makroøkonomiske faktorer og bankspesifikke karakteristikk. Av de makroøkonomiske variablene er det BNP-vekst og arbeidsledighet, samt eiendomspriser og aksjemarkedet som har signifikant forklaringskraft i modelleringen av tapsavsetningene. De finner også at banker som vokser raskt ved å ha høy utlånsvekst gjerne får økte tap etter to til tre år. I tillegg viser de at bankene

driver med inntektsglatting ved å ta økte tapsavsetninger i gode tider for å legge seg opp en buffer for mulige dårligere tider i framtiden.

*Eitrheim og Gulbrandsen (2001)* har i sin studie modellert finansinstitusjonenes tapsandel, altså tap i forhold til total gjeld i privat sektor. De modellerer tapsandelen som en funksjon av gjeldbetjeningsevnen sett i forhold til husholdningenes inntekt og kontrollerer i tillegg for realrente etter skatt og arbeidsledighetsraten.

Tapsutviklingen i fire av de nordiske landene, Norge, Sverige, Danmark og Finland, i perioden 1983-2002 er modellert av *Pesola (2001)*. Han mener at det er finansiell sårbarhet og makroøkonomiske sjokk som i hovedsak påvirker tapsandelen i bankene. Finansiell sårbarhet er representert ved gjeldsbelastning og de makroøkonomiske sjokkene ved uventet endring i BNP og endring i realrenta. Han, *Pesola (2007)*, har i tillegg utvidet den nordiske studien ved å inkludere flere europeiske land og finner da at modellen og dens forklaringsfaktorer også passer godt til dette utvidede utvalget.

Jeg har også sett på to studier hvor man har valgt en tilnærming til tap ved å først modellere konkurssannsynligheter. Deretter ved å multiplisere konkurssannsynlighetene med gjeld, får man risikoutsatt gjeld, og denne størrelsen kan sees på som et anslag på utlånstap. I disse studiene tar man ikke hensyn til at bankene kan redusere tapet ved å innfri pantet.

*Andreeva (2004)* har gjennomført en slik studie hvor hun først har benyttet mikrodata for å konstruere konkurssannsynligheter og deretter modellert tapene. Formålet hennes er å se om bankenes risikoprofil basert på deres utlånsportefølje kan forklare tapene i perioden 1988 til 2001, og særlig tapene under bankkrisen på starten av 1990-tallet. Signifikante forklaringsfaktorer for tapene i hennes studie er konkurssannsynlighet, misligholdte lån, risikoutsatt gjeld og egenkapitalandel. Hun finner også at rente og arbeidsledighet spiller en viktig rolle.

En annen som har modellert tap via konkurssannsynligheter er *Bernhardsen (2001)*. Konkursmodellen han kommer frem til, benytter han til å modellere finansinstitusjonenes tap på foretakslån. Han multipliser konkurssannsynligheten med gjeld, for å få en indikator for utlånstap gitt konkurs. I tillegg kontrollerer han for realprisen på brukte boliger, som en erstatningsvariabel for panteverdier, for å øke modellens forklaringskraft.

Tabellen under gir en oversikt over signifikante forklaringsfaktorer i studiene som er blitt presentert ovenfor.

TABELL 1: SIGNIFIKANTE FORKLARINGSVARIABLER I DE PRESENTERTE STUDIENE

	Misligholdte lån	Utlån	Eiendomspriser	BNP (vekst)	Arb. ledighet	Rente	Konkurser (sannsyn.)	Annet
Andreeva (2004)	X	X <sup>a</sup>			X	X	X	egenkapital-andel
Bernhardsen (2002)			X				X	
Eitheim & Gulbrandsen (2002)		X <sup>a</sup>			X	X		
Frøyland & Larsen (2001)		X <sup>a</sup>	X		X	X	X	
Hess, Grimes & Holmes (2007)		X	X	X	X			aksjemarkedet
Hol (2001)				X		X		pengemengde, aksjeindeks
Pesola (2001)		X <sup>a</sup>		X <sup>b</sup>		X		

a) Her kommer utlån inn via en variabel for gjeld / gjeldsbelastning / gjeldsbetjeningsevne.

b) Her er det snakk om BNP-sjokk.

## 2.2 Formulering av en teorimodell

I dag benytter Norges Bank seg av modellen  $tap = \beta \cdot problemlån$ . Problemlån består av både misligholdte lån og andre særlig tapsutsatte engasjementer, det vil si lån bankene har særlig grunn til å tro vil bli misligholdt. Problemlån omfatter altså en større andel av de risikofylte lånene enn begrepet misligholdte lån. I modellen antas det at en fast andel ( $\beta$ ) av lånene som misligholdes eller som anses å være særlig tapsutsatte, vil gå tapt.<sup>2</sup> Denne relasjonen vil være utgangspunktet mitt for en modell som skal bygges videre ut.

En vanlig teoretisk tilnærming til bankers tap på utlån er denne definisjonsmessige relasjonen:  
 $Tap = sannsynlighet \text{ for mislighold} \cdot størrelsen \text{ på lånet} \cdot tapsgrad \text{ gitt mislighold}$

<sup>2</sup> Problemlånene er modellerte av Berge og Boye (se Berge og Boye, 2007).

Matematisk formulert blir dette  $Tap_t = \sum_{i=1, \dots, n} p^*_{it} G_i TG_{it}$ , hvor  $Tap$  = bankenes tap,  $p^*_i$  = sannsynligheten for at låntager  $i$  vil misligholde lånet sitt,  $G_i$  = gjelden til låntaker  $i$ ,  $TG_i$  = tapsgrad gitt mislighold for låntager  $i$ ,  $t$  angir periode,  $i = 1, \dots, n$  angir låntager.

Sannsynligheten for mislighold er påvirket av lånetagernes evne og vilje til å betjene gjelden de har, samt bankers vilje til å reforhandle en kontrakt når en låntager har gjeldsbetjeningsproblemer. Størrelsen på et lån til en låntager bestemmes av banken, mens tapsgraden avhenger særlig av verdien på pantet banken har tatt sikkerhet i. Alle de tre elementene i relasjonen påvirkes av konjunkturutviklingen. Særlig låntageres evne til å betjene lån, altså sannsynligheten for mislighold, samt panteverdiene, påvirkes av utviklingen innen makroøkonomiske størrelser, som rente og arbeidsledighet.

I en aggregert tilnærming kan den ikke-observerbare variabelen "sannsynlighet for mislighold" empirisk representeres ved andelen problemlån eller misligholdte lån i forhold til totale utlån, mens størrelsen på lånet representeres ved bankers totale utlån i kroner. Dette betyr at totale utlån kan forkortes bort i sammenhengen. Som en tilnærming til panteverdier er det naturlig å se på næringseiendomspriser og boligpriser, fordi banker i stor grad har sikkerhet i fast eiendom. Vanlig konjunkturindikatorer er arbeidsledighet, bruttonasjonalprodukt (BNP) og rente. I tillegg ønsker jeg å ta med konkurser, som både er en konjunkturindikator og en direkte representasjon av bedrifters gjeldsbetjeningsevne.

Da får jeg denne utvidede modellen med antatt virkningsretning i klammeparentesene:

$tap = f(\text{problemlån}, \text{panteverdier}, \text{konjunkturindikatorer}, \text{andre faktorer})$   
 $= f(\text{problemlån} [ + ], \text{boligpriser} [ - ], \text{næringseiendomspriser} [ - ], \text{BNP} [ - ],$   
 $\text{arbeidsledighet} [ + ], \text{rente} [ + ], \text{konkurser} [ + ])$

De forventede virkningene variablene vil ha på bankers tap er basert på tidligere studier innen emnet og generell makroøkonomisk teori og forklares nærmere nedenfor.

Problemlån antas å ha en positiv relasjon til tapene, slik at når problemlån øker, øker også tapene. Grunnen til dette er at når flere lån misligholdes eller vurderes å være tapsutsatte, vil bankene måtte ta økte tap, siden flere lånetagere ikke klarer eller ikke kommer til å klare å betale renter og / eller avdrag på lånet sitt.

Omkring 90 % av lånene fra banker til husholdninger er gitt med sikkerhet i bolig, og mange av lånene til de ikke-finansielle foretakene er sikret med pant i næringseiendom (*Kredittilsynet, 2007*). Dersom en kunde ikke klarer å betjene gjelden sin, vil banken til slutt måtte realisere pantet, som vanligvis skjer ved tvangssalg av boligen eller eiendommen. Banken håper å få igjen mest mulig av det de har lånt ut. Dersom bolig- og næringseiendomsmarkedet er godt, vil banken lettere få solgt pantet til en god pris og få igjen mer av lånet, slik at de taper mindre. Derfor forventer jeg en negativ sammenheng mellom boligpriser og tap og mellom næringseiendomspriser og tap.

BNP er en vanlig indikator for den makroøkonomiske situasjonen i et land. Når produksjonen i et land er høy, er det høykonjunktur, og bedriftene har mye å gjøre, folk er sysselsatte og mottar en god inntekt. I gode tider er det grunn til å tro at både foretak og husholdninger er i stand til å betjene gjelden sin og at tapene derfor vil være lave for bankene. Jeg antar derfor en negativ sammenheng mellom BNP og tap.

Arbeidsledighet er som BNP et mål på hva slags konjunkturrell situasjon landet er i. Ved økende arbeidsledighet og dårligere tider, vil flere husholdninger kunne få problemer med å betjene lånet, fordi deres arbeidsinntekt bortfaller. Samtidig innebærer økende arbeidsledighet at bedriftene må si opp folk på grunn av mindre etterspørsel og dermed dårligere inntjening. Også et økende antall foretak kan derfor ha problemer med å betale renter og avdrag når arbeidsledighetene øker. Jeg forventer derfor en positiv sammenheng mellom arbeidsledighet og tap.

Renta er med på å direkte bestemme hvor mye det koster å betjene et lån i en periode, samtidig som den også påvirker konjunktursituasjonen i landet. Dersom renta øker blir det dyrere å ha lån ved at rentekostnadene øker, og flere kan derfor få betalingsvansker og bankene kan få større tap når flere misligholder lånene sine. Mine forventninger er derfor at renta vil ha en positiv relasjon til tap.

Konkurser er et konkret varsel til bankene om at et foretak ikke er i stand til å betjene gjelden sin, og at de nå må ta tap om de ikke allerede har gjort det. Samtidig gir konkurser signaler om hvilke bransjer det går dårlig i og dermed bankene informasjon om hvor de kan forvente mer tap i kommende perioder. Konkurser er derfor også et signal om den økonomiske situasjonen. Det antas altså en positiv sammenheng mellom konkurser og tap.

## 3. Datapresentasjon

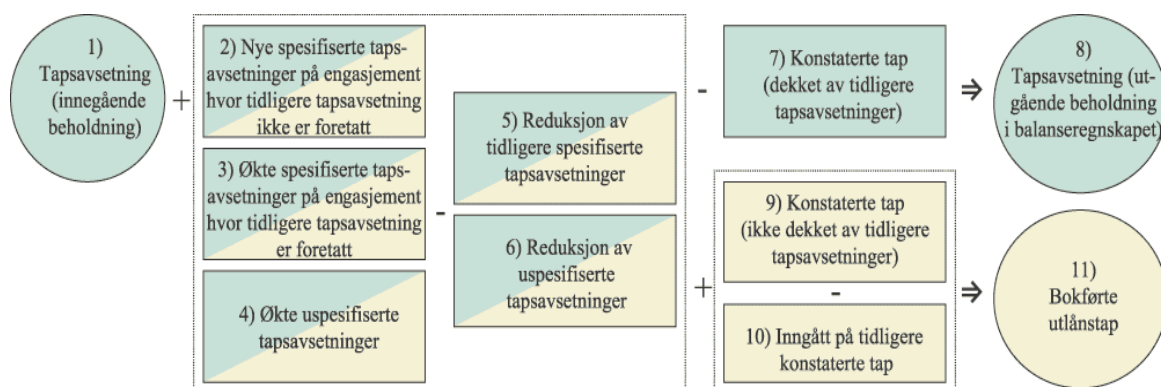
### 3.1 Tap

#### 3.1.1 Hva er tap? - Begrepsavklaring

I bankenes resultatregnskap finnes størrelsen ”bokførte tap på utlån og garantier”. Denne posten danner utgangspunktet for tapstallene jeg vil analysere i denne oppgaven, men dette er en sammensatt størrelse bestående av flere deler.

Utgangspunktet for bankenes tapskostnader er tapsavsetningene de tar i en regnskapsperiode, endringene i tapsavsetningene de allerede har tatt, tilbakeføringer av tidligere avsetninger, samt uventede konstaterte tap (*Årsregnskapsforskriften*, § 8-6).<sup>3</sup> Nye tapsavsetninger vil alltid øke tapene, mens tilbakeføringer vil reduserer tapene. Korreksjonene på tidligere perioders tapsavsetninger kan både øke eller redusere tapene. Dersom avsetningsgraden øker, vil også dette slå negativt ut på tapene. Figuren under viser sammenhengen mellom begrepene. Den grønne fargen markerer poster som inngår i tapsavsetninger i bankenes balanse, mens gult markerer poster som inngår i bokførte utlåntap i resultatregnskapet.

FIGUR 2: SAMMENHENGEN MELLOM TAPSAVSETNINGER OG BOKFØRTE TAP



Norges Bank, 2001

Tapsavsetninger tas på tapsutsatte og misligholdte lån, og et låneengasjement er å anse som misligholdt når avdrag og / eller renter ikke er betalt innen forfall. Da må bankene vurdere om de skal ta tapsavsetning og hvor stor denne eventuelt skal være basert på den hendelsen som

<sup>3</sup> Fra og med 2005 benyttes ikke lenger begrepet ”tapsavsetninger” i regnskapssammenheng. I stedet heter det ”nedskrivninger for verdifall på utlån”. Jeg har likevel valgt å benytte begrepet ”tapsavsetninger” i oppgaven, fordi man i all hovedsak i den perioden jeg ser på har brukt avsetningsbegrepet.

ligger til grunn for at lånetager ikke betaler på lånet sitt. I 2007 var andelen misligholdte lån i forhold til utlånsvolumet på omkring 0,5 % (*Kredittilsynet, 2007*).

Som figur 2 over viser, finnes det to typer tapsavsetninger. Den første typen er ”spesifiserte tapsavsetninger”, som i 2005 endret navn til ”nedskrivninger for verdifall på individuelle lån.” Disse avsetningene tas på enkeltengasjementer som er tapsutsatte, når det ligger en objektiv hendelse til grunn. Da skal banken nedskrive lånet i henhold til utlånsforskriften:

*”Dersom objektive bevis for verdifall finnes, beregnes tap på utlån som forskjellen mellom balanseført verdi og nåverdien av estimerte fremtidige kontantstrømmer neddiskontert med effektive rente. Ved estimering av fremtidige kontantstrømmer skal kun kredittap forårsaket av inntrufne tapshendelser hensyntas.”*

*(Utlånsforskriften, § 2-5)*

Eksempler på en objektiv hendelse er vesentlige finansielle problemer hos debitor, betalingsmislighold eller at man antar det som sannsynlig at debitors bo vil bli tatt under konkursbehandling eller inngå gjeldsbehandling (*Utlånsforskriften, § 2-4*).

Den andre typen avsetninger er ”uspesifiserte tapsavsetninger”, som nå heter ”nedskrivning for verdifall på grupper av lån.” Avsetninger vurderes da basert på erfaringer og informasjon om konjunkturer og bransjeanalyser. Lånene må deles i grupper med tilnærmet like risikoegenskaper / lik risikoprofil med hensyn til debitorenes evne til å betale ved forfall, og det kan kun foretas nedskrivninger dersom det foreligger objektive bevis for verdifall i utlånsgruppen. Et eksempel på et objektivt bevis for denne gruppen er forverring av nasjonale eller lokale økonomiske forhold som korrelerer med mislighold i utlånsgruppen (*Utlånsforskriften, § 2-3 og § 2-4*).

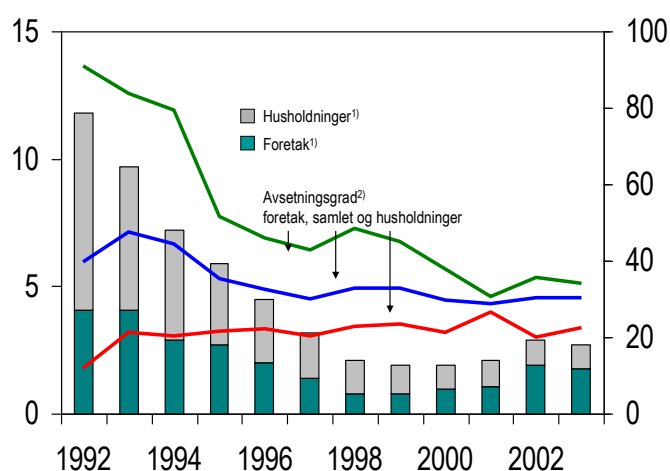
Spesifiserte og uspesifiserte avsetninger ble innført fra regnskapsåret 1992, og gjaldt frem til 2005, da man gikk over til begrepene nedskrivninger på individuelle lån og nedskrivninger på grupper av lån. Muligheten for å ta tapsavsetninger, særlig på grupper av lån, ble da strammet inn ved at det nå ikke lenger skal foreligge sannsynlighetsovervekt for tap, men i stedet må ligge til grunn en objektiv hendelse. Reglene er blitt strengere og mer detaljerte, noe som kan påvirke tapstallene ved at bankene de siste årene burde ha blitt mer nøyaktige i sine tapsavsetninger (*Kredittilsynet, 2005*).



En siste størrelse er konstaterte tap, som er differansen mellom utlånets størrelse og verdien på realiserte sikkerheter, det vil si panteobjektet til banken. Det konstaterte tapet er det endelige tapet banken påføres, i motsetning til tapsavsetninger som tas basert på anslag før man vet hva det endelige tapet vil bli.<sup>4</sup> Når banken kjenner det endelige tapet, kan den enten føre det mot tapsavsetninger tatt i tidligere perioder, eller den kan ta tapet i inneværende regnskapsperiode, hvor det føres direkte mot resultatet i regnskapet. Dersom tapsavsetningene er større enn de konstaterte tapene, tilbakeføres disse. Endringene i tapsavsetningene i en periode, både for individuelle nedskrivninger og gruppenedskrivninger, samt konstaterte tap i perioden som ikke dekkes av tidligere avsetninger, gir periodens bokførte tap, slik som figur 2 viser.

De spesifiserte tapsavsetningene har utgjort mellom 30-50 % av problemlånene. Men avsetningene er vanligvis betrakterlig høyere for lån til foretak, med avsetningsgrad på 35-90 % avhengig av konjunktursituasjonen, enn for lån til husholdninger, hvor vanlig avsetningsgrad er omkring 20 % (Norges Bank, 2001). Figuren under viser utviklingen i problemengasjementer og avsetningsgrad fordelt på husholdninger og foretak på årsbasis fra 1992 til 2003.

FIGUR 3: PROBLEMENGASJEMENT (VENSTRE AKSE) OG AVSETNINGSGRAD I BANKENE (I PROSENT)



<sup>1)</sup> Problemeng. i prosent av samlede brutto utlån per 31.12  
<sup>2)</sup> Spesifiserte tapsavsetninger i prosent av problemengasjementer

Norges Bank, 2004

<sup>4</sup> På engelsk heter konstatert tap "actual losses".

### 3.1.2 Tapsdata og kilder til tap

I databasen ”Offentlig regnskapsrapportering for banker og finansieringsforetak” (ORBOF), som deles av Statistisk sentralbyrå (SSB), Norges Bank og Kredittilsynet, finner man hovedparten av regnskapsinformasjonen om tapstall fra banker i Norge. Innsamlingen av data skjer ved hjelp av skjemaer, som bankene fyller ut og sender inn til Kredittilsynet.<sup>5</sup> Det er mulig å hente ut aggregerte tall direkte fra ORBOF, men SSB offentliggjør også tall på aggregert nivå i Statistikkbanken, som er allment tilgjengelig.

ORBOF gir tapstall, altså bokførte tap på utlån, på akkumulert kvartalsform<sup>6</sup> fra 1. kvartal 1992 og frem til i dag for alle banker i Norge inkludert filialer av utenlandske banker. I tillegg finnes det for årene 1988-1991 akkumulerte tapstall på tertialform, det vil si at tallene er rapportert tre ganger i året i stedet for kvartalstall som rapporteres fire ganger i året. SSB publiserer i sin Statistikkbank tapstall fra og med 1. kvartal 1996. Det er verdt å merke seg at ORBOF-tallene og SSBs tall skal være like for de tre første kvartalene i året, mens fjerde kvartalstallene kan være noe ulike, fordi SSB da henter tapstall fra årsregnskapet, mens ORBOF akkumulere tallene fra de fire kvartalsregnskapene.

Ulempen med disse tapstallene er at det ikke er mulig å splitte kvartalsbeløpene mellom husholdninger og foretak, noe som hadde vært ønskelig, fordi dette er to aktørgrupper som påvirkes ulikt av forskjellige faktorer. Grunnen til at tapstallene ikke kan splittes er posten ”uspesifiserte tapsavsetninger” / ”nedskrivninger for verdifall på grupper av lån”, hvor man ikke vet hvilke tap som er tatt på lån til husholdninger og hvilke på lån til foretak.

Det finnes også flere andre kilder til tapstall hvor man kunne fått tall fordelt mellom husholdninger og foretak, slik som ”de finansielle sektorbalansene” (FINSE) og ”næringsfordelte tap”. Problemet er at FINSE ikke omfatter alle underpostene til tap, mens næringsfordelte tap kun rapporteres på årsbasis, og heller ikke denne størrelsen omfatter hele tapsbegrepet.<sup>7</sup> Da Norges Banks makroøkonomiske modellapparat er på kvartalsform, har jeg behov for kvartalsvise data. I tillegg er det ønskelig å velge en størrelse som omfatter hele tapsbegrepet, og da er det kun tallene fra ORBOF / SSB som oppfyller kravene. Jeg velger

---

<sup>5</sup> Skjemaene heter ”Nærin010 - Tabell 2. Nærmere spesifikasjon av bokførte tap og brutto utlån (morbank)” og ”Resul040 Del 1: Foreløpige resultater/nøkkeltall og Del 2: Utvikling i tapsnedskrivninger og tapsavsetninger”.

<sup>6</sup> Med ”akkumulerte kvartalstall” menes at tallene for 2. kvartal er summen av 1. og 2. kvartalstallene. Tallene for 3. kvartal er summen av 1., 2. og 3. kvartalstallene og så videre.

<sup>7</sup> Se vedlegg I ”Alternative kilder til tap” for mer informasjon.

derfor å bruke disse tallene videre i oppgaven, selv om det ikke kan fremskaffes tall fordelt på husholdning og foretak.

Det er verdt å nevne noen feilkilder som kan finnes i tallene fra SSB / ORBOF. Det er fire kilder som fremheves av SSB. Den første kilden er at det kan oppstå feil ved konvertering og overføring av data fra bankenes primærregnskaper til standard skjemaer. For det andre kan bankene benytte seg av ulike regnskaps- og verdsettingsprinsipper (ved bruk av enten brutto- eller nettoføring av balanse- og resultatposter og ulik verdsetting av balansepostene), som kan skape ulikheter i tapsføringen. For det tredje kan bankene ha ulike bokføringstidspunkter, som når transaksjonen er ferdigbehandlet og bokført hos den ene parten, men ikke hos den andre. Den fjerde kilden til feil kan være mangelfullt utfylte oppgaver fra rapportørene (*Statistisk sentralbyrå, 1999*).

Disse feilkildene kan være med på å gjøre data mer usikre og muligens skape skjevheter eller uønskede effekter. I tillegg kan bankene til en viss grad praktisere tapsregelverket ulikt, noe som kan gi ulik avsetningsgrad. For eksempel kan det være forskjeller i hvor tidlig tap kostnadsføres, hvordan bankene verdivurderer pantesikkerheter, samt at bankene kan ha ulik risikoprofil seg imellom og over tid. Dette kan skape problemer ved økonometriske analyser. Noe av bankatferden hadde det vært ønskelig å kunne kontrollere for, men på aggregert nivå er dette imidlertid vanskelig. Samtidig kan bruk av aggregerte tall også gjøre målefeilsproblematikken gjeldende i mindre grad.

Siden bokførte tap er en størrelse i bankenes resultatregnskap, vil størrelsen påvirkes av at regnskapene på et hvert tidspunkt er underlagt gjeldende lover og forskrifter, slik som loven om finansieringsvirksomhet og finansinstitusjoner, loven om sparebanker og forretningsbanker og tapsforskriften.<sup>8</sup> I løpet av de siste tjue årene har regelverket blitt endret flere ganger for å tilpasse seg de internasjonale forholdene og som følge av harmonisering med europeiske land. Regelverket for tapsavsetninger har samtidig blitt stadig mer spesifisert og strengere i forhold til hvilke krav som må oppfylles for å kunne nedskrive et lån. For eksempel inneholder den nye tapsforskriften fra 2005 et mer fullstendig sett av vurderingsregler for utlån enn forskriften fra 1991. Slike endringer i lovverket vil kunne påvirke dataserien ved at tapene, fordi de er vurdert etter ulike regler, kan bli vanskeligere å sammenligne over tid.

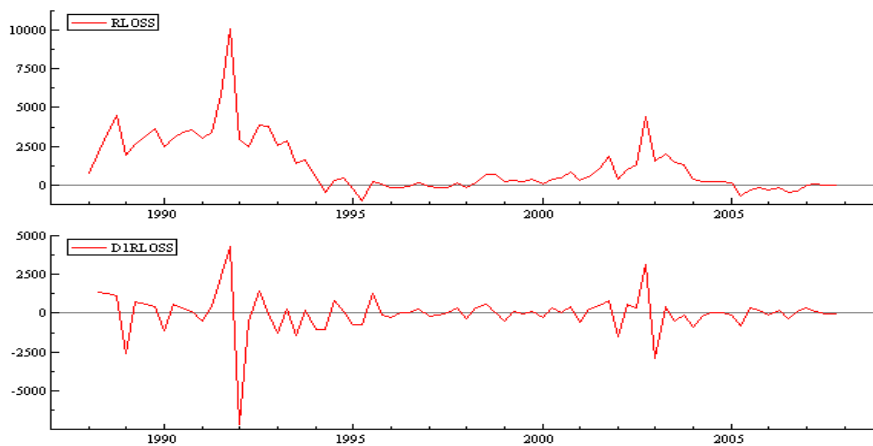
---

<sup>8</sup> Se referanselisten for de fullstendige navnene til de oppgitte lovene / forskriftene.

### 3.1.3 Tapsserien (RLOSS)

Tapsserien som benyttes som avhengig variabel i modelleringen, er konstruert med bakgrunn i SSBs kvartalstall for bokførte tap hentet fra Statistikkbanken (*Statistisk sentralbyrå, 2007*). Her finnes det tall fra og med 1. kvartal 1997 frem til siste oppdatering, 4. kvartal 2007, på akkumulert form<sup>9</sup> gjennom året. Tall for perioden 1. kvartal 1988 frem til 4. kvartal 1996 hentes fra ORBOF-databasen, og skjøtes direkte på serien fra SSB. De akkumulerte tallene splittes slik at de blir vanlig kvartalstall. I tillegg justeres denne og alle de andre seriene for inflasjon ved hjelp av konsumprisindeksen for å få reelle tall.<sup>10</sup> Figuren under viser da tapsserien på nivå og førstedifferansen, og serien er i millioner 1998-kroner.<sup>11</sup>

FIGUR 4: TAP, REELLE TALL I MILLIONER KRONER OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007 (4)



Man ser at tapene har verdier som er negative, noe som umuliggjør bruk av logaritmisk transformasjon. Man kunne i stedet modellert på nivåform, men for å håndtere problemet med negative verdier og lette tolkningen og for i tillegg å kunne ha de andre variablene på logaritmisk form, har jeg valgt å forta en logaritmisk-transformasjon (logit) av tapsvariabelen RLOSS, som den kalles på nivå, for deretter å ta logaritmen av den nye logit-variabelen.

$$1) \text{logitrloss} = \frac{\exp(RLOSS)}{1 + \exp(RLOSS)}$$

$$\lim_{RLOSS \rightarrow -\infty} \text{logitrloss} = 0, \quad \lim_{RLOSS \rightarrow \infty} \text{logitrloss} = 1$$

$$2) \log(\text{logitrloss}) \Rightarrow rloss \quad (\text{Johnston og DiNardo, 1997})$$

<sup>9</sup> Med "akkumulerte kvartalstall" menes at tallene for 2. kvartal er summen av 1. og 2. kvartalstallene. Tallene for 3. kvartal er summen av 1., 2. og 3. kvartalstallene og så videre.

<sup>10</sup> Variabelnotasjonene for alle seriene er som følger:

$RVAR_t$  serien er på nivå og inflasjonsjustert.

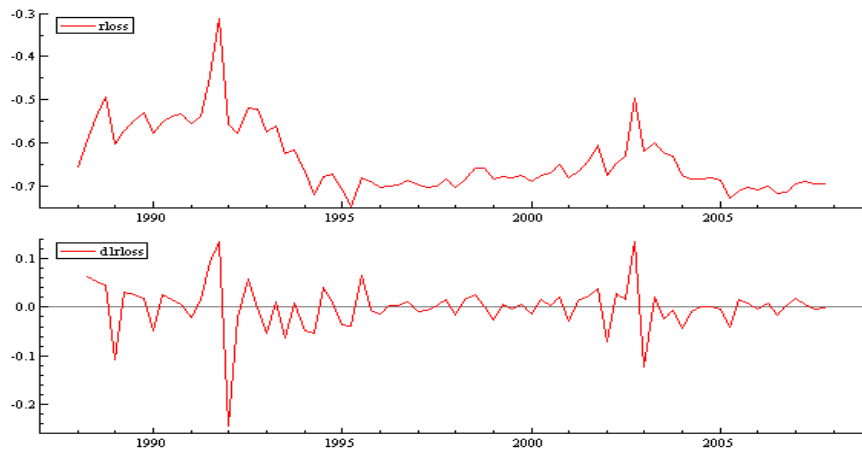
$rvar_t = \log(RVAR_t)$  serien er på logaritmisk form.

$dIrvart$ , eller  $\Delta rvar_t = rvar_t - rvar_{t-1}$  serien er på endringsform / førstedifferanseform.

<sup>11</sup> Se vedlegg II "Kildeliste for data" for nærmere om konstruksjonen av tapsserien.

Logit-transformasjonen normaliserer tapene slik at de blir liggende mellom 0 og 1, og da er det mulig å ta logaritmen av den konstruerte logit-variabelen. I analysen modellerer jeg derfor med logartimen av logit-transformasjonen av tap og ikke direkte på tapsserien.<sup>12</sup> For å forenkle notasjonen vil denne variabelen videre i modelleringen hete ”rloss”.

FIGUR 5: DEN NYE TAPSSERIEN PÅ LOGARITMISK FORM OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007 (4)



Figuren over viser grafisk den nye tapsvariabelen (*rloss*). Den øverste delen av figur 5 viser den nivåmessige utviklingen i den nye tapsvariabelen, mens nederste del viser variabelen på endringsform. Vi ser at utviklingen i tapsserien er den samme før (figur 4) og etter transformasjonen, men venstreaksens skala er annerledes etter transformasjonen.

### 3.2 Forklaringsvariablene

Forklaringsvariablene er valgt ut basert på teorimodellen og resultater fra tidligere relevante studier, som ble presentert i kapittel 2. Data er hentet enten fra Datavarehuset til Norges Bank eller SSBs Statistikkbank om ikke annet nevnes. Alle seriene til forklaringsvariablene vil i modelleringen være på logaritmisk form, utenom renta og arbeidsledighet som er i prosent på nivåform. Bokstavene i parentes bak overskriftene til de respektive variablene er deres navn under modelleringen.<sup>13</sup> Alle seriene er fra 1. kvartal 1988 til 4. kvartal 2007.

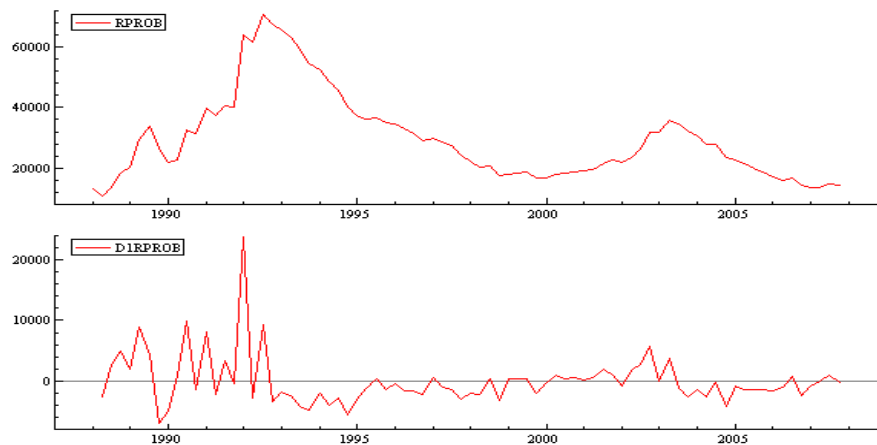
<sup>12</sup> Jeg har også forsøkt med nivåløft av variabelen for å kunne ta logaritmen av tapene. Samtidig tok jeg relativt like store nivåløft på de andre variablene for å korrigere for endringen i tapene, men denne fremgangsmåten var for sensitiv for størrelsen på nivåløftet til at de estimerte koeffisientene ble til å stole på.

<sup>13</sup> Se vedlegg II ”Kildeliste for data” for ytterligere informasjon.

## Problemlån (RPROB)

Denne variabelen baserer seg på seriene for problemlån for foretak og husholdninger, som summeres. Problemlån består av bankenes misligholdte lån og andre særlig tapsutsatte engasjementer. Relasjoner for problemlån har blitt modellert av Berge og Boye i Norges Bank.<sup>14</sup> Vi ser at problemlånene utvikler seg noe lignende som tapene med topper rundt bankkrisen i starten av 1990-årene og omkring årene 2002-2003.

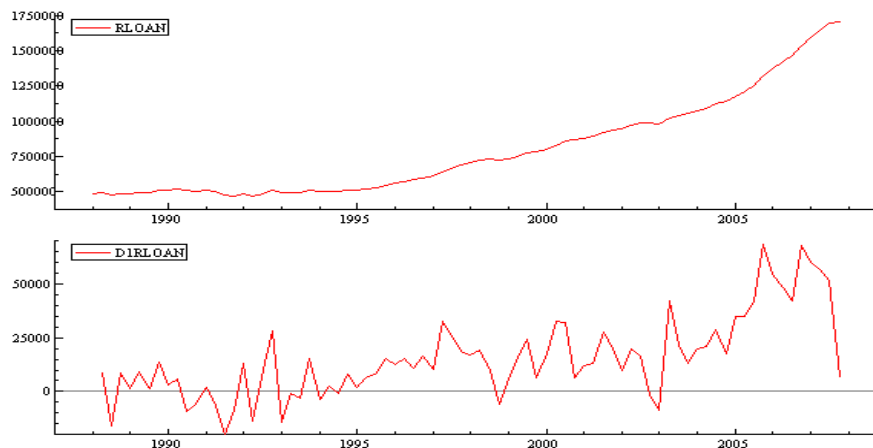
FIGUR 6: PROBLEMLÅN, REELLE TALL I MILLIONER KRONER OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007 (4)



## Totale utlån (RLOAN)

Denne variabelen er bankers totale utlån til foretak og husholdninger samlet sett. Utlånene vokser jevnt over hele perioden og får en brattere og brattere stigning fra midten av 1990-tallet. Dette har sammenheng med gode økonomiske tider og prisstigning på boliger og næringseiendom.

FIGUR 7: TOTALE UTLÅN, REELLE TALL I MILLIONER KRONER OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007 (4)



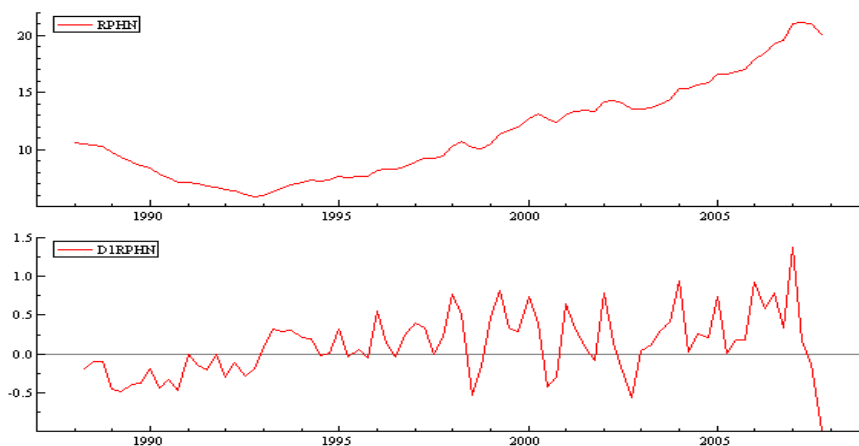
<sup>14</sup> Se artikkelen til Berge og Boye, 2007 for mer informasjon.

## Boligpriser (RPHN)

I denne serien inngår priser for alle typer boliger, slik som eneboliger, delte boliger og leiligheter for husholdninger. Observasjonene er i tusen kroner per kvadratmeter for en gjennomsnittsbolig på 100 m<sup>2</sup>, og serien er basert på gjennomsnittet av daglige observasjoner av omsatte boliger. Det er Norges Eiendomsmeglerforbund, Eiendomsmeglerforetakenes Forening og Econ Pöyry som utgir statistikken som er basert på tall fra Finn.no.

Hovedtendensen i boligprisenes utvikling er at i første del av perioden var de fallende, men fra omkring 1994 har prisene steget, og de har til tider steget rimelig mye. Serien er likevel ganske volatil med mange lokale topper og bunner som skaper svingninger og uforutsigbarhet i bankenes panteverdier.

FIGUR 8: BOLIGPRISER, REELLE TALL I TUSEN KRONER PER KVADRATMETER OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007 (4)



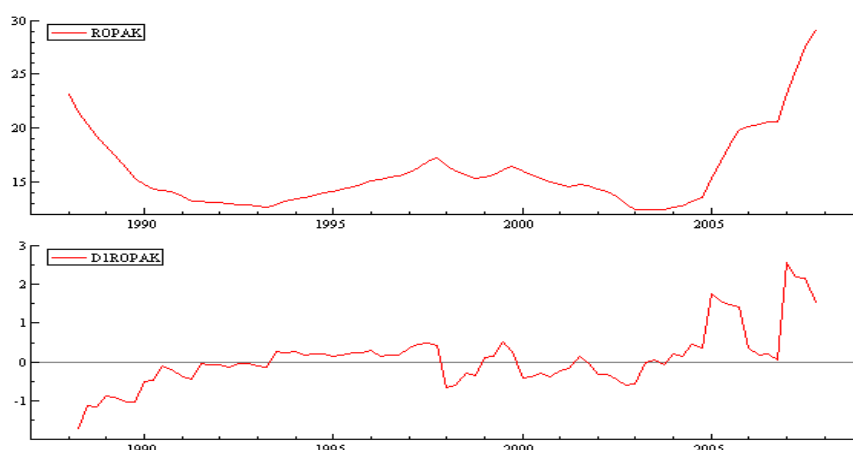
## Næringseiendomspriser (ROPAK)

OPAKs serie for næringseiendomspriser gir gjennomsnittsverdien i kroner per kvadratmeter for sentrale kontorbygg i Oslo-området.<sup>15</sup> Disse byggene må være i vanlig god stand og utleid til markedspris. Serien publiseres halvårlige, men er omgjort til kvartalstall.<sup>16</sup> Denne serien har som boligprisene hatt en negativ utvikling frem til midten av 1990-tallet, som samsvarer med bankkrisen. I tillegg har vi nedgang i prisene fra omkring årtusenskiftet. Deretter har man en kraftig stigning fra midten av dette tiåret, slik som man også har i boligprisene.

<sup>15</sup> Det hadde vært ønskelig å bruke SSBs serie for næringseiendomspriser for hele landet, men denne serien strakk seg ikke langt nok tilbake i tid.

<sup>16</sup> Se vedlegg II "Kildeliste for data" for detaljer.

FIGUR 9: NÆRINGSEIENDOMSPRISER, REELLE TALL I TUSEN KRONER PER KVADRATMETER OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007(4)

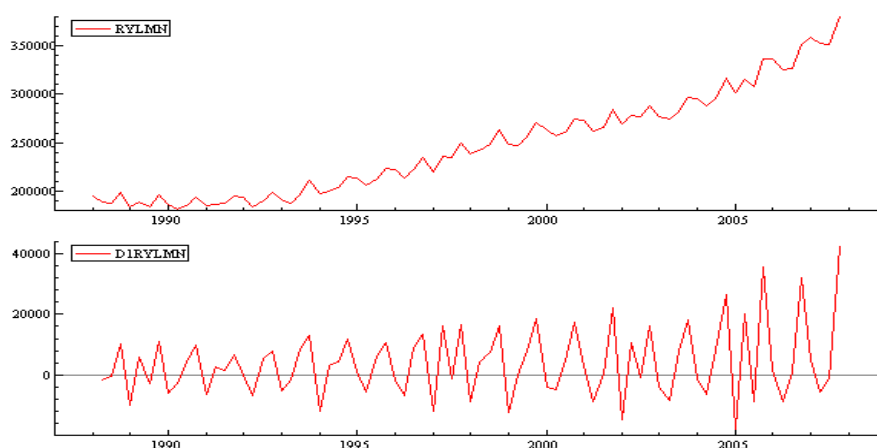


### BNP - Bruttonasjonalprodukt (RYLMN)

Dette er en tidsserie for bruttonasjonalprodukt for Fastlands-Norge, og den viser hvordan produksjonen har utviklet seg. Serien er i millioner kroner. BNP, som er en konjunkturvariabel, er en serie med et sterkt sesongmønster, slik som vi ser av figuren under.

Hovedtrenden er likevel en god økonomisk utvikling i perioden, men unntak av de første 5 årene hvor norsk økonomi var inne i en nedgangskonjunktur.

FIGUR 10: BNP, REELLE TALL I MILLIONER KRONER OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007 (4)



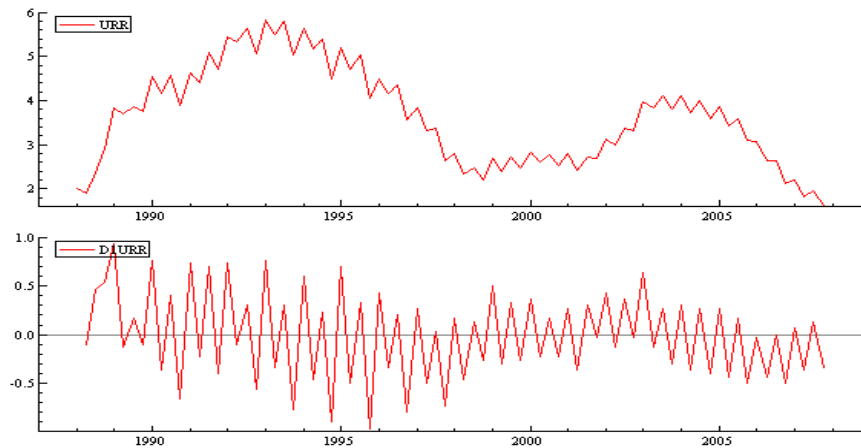
### Arbeidsledighet (URR)

Denne serien viser registrerte arbeidsledige i Norge i forhold til arbeidsstyrken, og den måles derfor i prosent og er ikke på logaritmisk form. Serien er basert på tall fra Arbeids- og velferdsetaten. Arbeidsledigheten er, som BNP, en konjunkturvariabel, og vi ser at økende arbeidsledighet i starten av perioden samsvarer med dårligere økonomiske tider og bankkrise i



Norge. Utover på 1990-tallet bedret ledighetsraten seg, men på starten av 2000-tallet økte den igjen. Dette ser ut til å kunne samsvare med den toppen vi fikk i bankenes tap omkring årene 2002-2003.

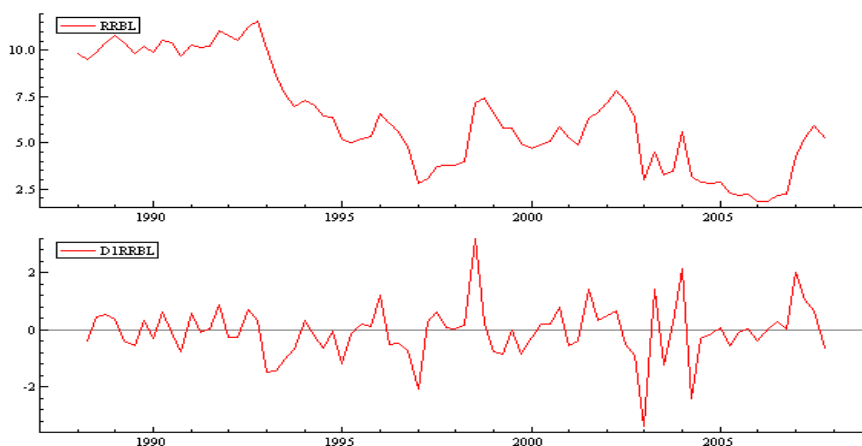
FIGUR 11: ARBEIDSLEDIGHET, I PROSENT OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007 (4)



### Rente (RRBL)

Dette er realutlånsrenta på private banklån. Jeg har kvartalsdata som er basert på gjennomsnittet av daglige observasjoner. Denne variabelen er målt i prosentpoeng og er derfor ikke på logaritmisk form.<sup>17</sup> Realrenta har svingt betrakterlig i løpet av perioden. I starten var renta meget høy og lå på rundt 10 %, men siden 1995 har renta holdt seg betrakterlig lavere, og en bunnotering ble nådd i 2006 med realrente på under 2 %.

FIGUR 12: REALRENTA, I PROSENT OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007 (4)

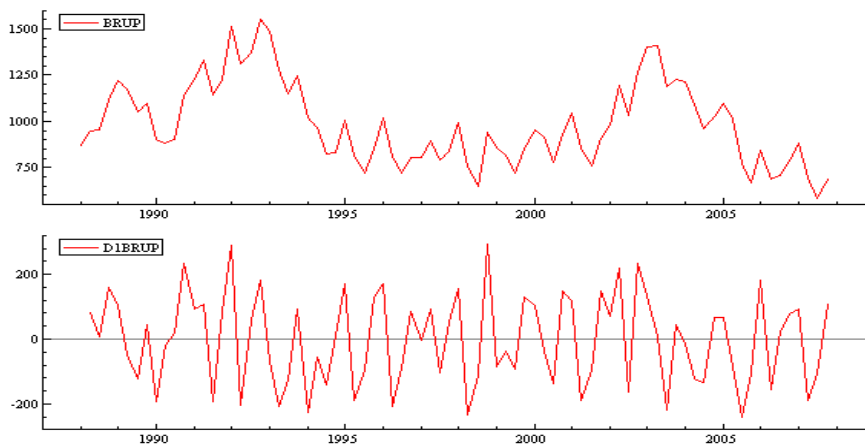


<sup>17</sup> For husholdninger er det gjerne rentesatsen etter skatt som er relevant for gjeldsbetjeningsevnen, men siden vi her ser på husholdninger og foretak under ett og siden skattesatsen (28 %) har holdt seg konstant gjennom hele perioden så er det praktisk å velge realrenta som variabel.

## Konkurser (BRUP)

Dette er en serie for antall åpnete konkurser fra Brønnøysundregisteret. Månedstallene er summert til kvartalstall. Det er verdt å merke seg at fra og med 1995 ble også personlige konkurser inkludert i serien. Denne serien er meget volatil, og den svinger i takt med den økonomiske situasjonen i landet. Man ser tydelig at toppene og bunnene i all hovedsak samsvarer med de andre konjunkturvariablenes utvikling.

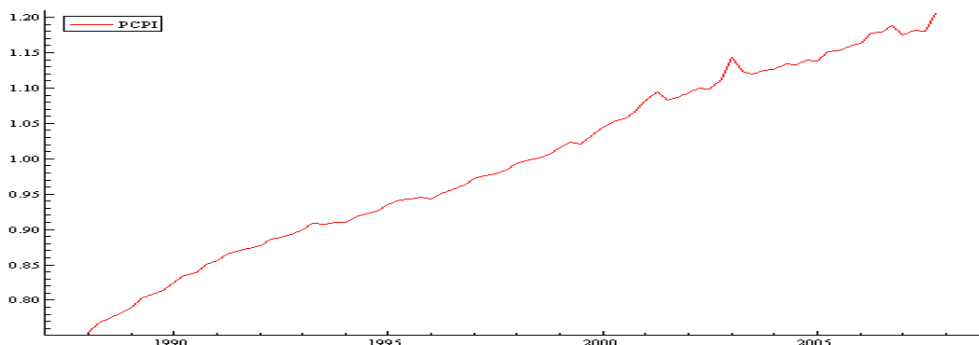
FIGUR 13: KONKURSER, I ANTALL OG FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) - 2007 (4)



## KPI - Konsumprisindeksen (PCPI)

Konsumprisindeksen har 1998 som basisår, og det er gjennomsnittet av daglige observasjoner som grunnlaget for kvartalsserien. Variabelen er kun med for å justere for inflasjon, det vil si for å gjøre om de nominelle tallene til reelle.<sup>18</sup>

FIGUR 14: KONSUMPRISINDEKSEN, 1988 (1) - 2007 (4)



<sup>18</sup> KPI er valgt i stedet for alternativet PYMN, som er prisdeflatoren for fastlands-BNP, fordi jeg her vurderer husholdningene og foretakene under ett. PYMN hadde vært mer naturlig å bruke dersom man kun så på foretakene i Norge, og ikke hele økonomien samlet.

## 4. Analyse og modellering

I denne delen presenteres relevant økonometrisk teori og resultater fra modelleringen. Først tar jeg for meg tidsserier og stasjonaritet og resultater fra testing for enhetsrøtter. Deretter vil jeg ta for meg kointegrasjon og presentere likevektsjusteringsmodellen, samt modelleringsresultater.

### 4.1 Tidsserier og stasjonaritet

#### 4.1.1 Teori

Observasjoner av en variabel som går over tidsperioder, som uker, måneder, kvartaler eller år, kalles for en tidsserieprosess eller en stokastisk prosess. I disse seriene kan fortiden gjerne påvirke fremtiden, og de inneholder ofte en trend og et sesongmønster. Disse seriene bør ha følgende egenskaper for at minste kvadraters metode (OLS) skal være en egnet estimeringsmetode og for at vanlige inferensprosedyrer skal være gyldige.

**Den klassisk lineære modellens forutsetninger** (i små eller endelig utvalg)

1 *Linearitet i parameterne*: Den stokastiske prosessen  $\{(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, y_t) : t = 1, 2, \dots, n\}$  følger den lineære modellen  $y_t = \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \alpha + u_t$ ,  $u_t$  er feilleddssekvensen og  $n$  er antall observasjoner (tidsperioder).

2 *Ikke perfekt kollinearitet*: I utvalget (og i den underliggende populasjonen) skal ingen av de forklarende variablene være konstante eller perfekt lineære kombinasjoner av de andre forklarende variablene.

3 *Null i forventningsverdi*: For hver  $t$  skal den forventede verdien av  $u_t$  gitt alle de forklarende variablene i alle tidsperioder representert som  $X$ , være null,  $E(u_t | X) = 0$ .

4 *Homoskedastisitet*: Betinget med hensyn på  $X$ , skal variansen til  $u_t$  være den samme for alle  $t$ ,  $Var(u_t | X) = Var(u_t) = \sigma^2$ .

5 *Ingen seriekorrelasjon*: Betinget med hensyn på  $X$ , skal feilleddene i to forskjellige tidsperioder være ukorrelerte,  $Corr(u_t, u_s | X) = 0$  for alle  $t \neq s$ .

6 *Normalitet*: Feilleddene  $u_t$  er uavhengige av  $X$  og er uavhengig og identisk normalfordelte som  $Normal(0, \sigma^2)$ .

(Wooldridge, 2006)

Tidsserier kan være stasjonære eller ikke-stasjonære. En tidsserie er stasjonær dersom den har konstant gjennomsnitt og varians over tid, og dersom kovariansen til serien kun avhenger av lengden mellom observasjonene og ikke det eksakte tidspunktet de er observert på.

$\{Y_t : t = 1, 2, \dots\}$ er en kovarians stasjonær prosess når	
i) $E(Y_t) = \mu$	Forventningen til $Y_t$ er konstant.
ii) $Var(Y_t) = \sigma^2$	Variansen til $Y_t$ er konstant og avhenger ikke av tiden $t$ .
iii) $Cov(Y_t, Y_{t+h}) = cov(Y_t, Y_{t-h}) = \gamma_h$	For alle $t$ og $h \geq 1$ er kovariansen mellom $Y_t$ og $Y_{t+h}$ avhengig kun av $h$ og ikke av $t$ .
<i>(Hill m.fl., 1997)</i>	

I en ikke-stasjonær serie er dagens utfall i høy grad avhengig av utfall for mange perioder siden, og utfall langt inn i fremtiden er sterkt korrelert med det nåværende utfallet. Et sjokk i serien vil vedvare i stedet for å dø raskt ut som i en stasjonær serie. En serie kan og være ”trend-stasjonær”. Dette innebærer at serien da varierer rundt trenden i stedet for rundt et konstant gjennomsnitt. Om man tar hensyn til, det vil si renser for, trenden, vil serien oppfylle kravene til trendstasjonaritet.

Ikke-stasjonaritet er problematisk, fordi variansen ikke lenger er konstant over tid, noe som fører til brudd på OLS-forutsetningene. Estimatorene og testresultatene blir upålitelige. Dersom man utfører analyser på ikke-stasjonære tidsserier kan man få spuriøse sammenhenger, og det vil si at resultatene viser kausale sammenhenger som egentlig ikke er til stede. Man får statistiske signifikante t-statistikker og høy forklaringsgrad ( $R^2$ ). En spuriøs korrelasjon beskriver en situasjon hvor to variabler henger sammen på grunn av deres korrelasjon med en tredje variabel (*Wooldridge, 2006*).

For å formelt teste om en serie er stasjonær eller ikke, brukes blant annet *Dickey-Fuller-testen* (DF-testen). Testen tar utgangspunkt i den autoregressive AR(1)-modellen  $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ , og den sjekker modellen inneholder en enhetsrot (unit root). I AR(1)-modellen avhenger nåværende verdi lineært av forrige periodes verdi pluss et støyledd, hvor  $\rho$  er korrelasjonskoeffisienten mellom to tidsperioder  $Y_t$  og  $Y_{t-1}$ . For at serien skal være stasjonær må  $\rho$  ikke være lik én, og normalt vil den være mindre enn én.<sup>19</sup>

<sup>19</sup> Dersom  $\rho$  er større enn 1, så er serien eksplosiv, noe som er mindre vanlig, derfor vurderes vanligvis kun tilfellet med  $\rho$  mindre enn 1.

For å utføre testen, må man først sette modellen  $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ ,

på formen  $\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t = \delta Y_{t-1} + u_t$ , hvor  $u_t \sim IID(0, \sigma^2)$ .

Nullhypotesen er at serien  $Y_t$  ikke er stasjonær, og alternativhypotesen at den er stasjonær.

$H_0: \rho = 1$  eller  $\delta = 0$  (ikke-stasjonær),  $H_A: \rho < 1$  eller  $\delta < 0$  (stasjonær)

Nullhypotesen forkastes dersom verdien på estimatet til  $\delta$  ligger utenfor distribusjonsintervallet, men de vanlige t-verdiene kan ikke benyttes, fordi utvalget ikke er tilnærmet normalfordelt under nullhypotesen. I stedet kalles den asymptotiske fordelingen for Dickey-Fuller (DF) -fordelt, og det finnes egne tabeller med DF-kritiske verdier som avhenger av størrelsen på utvalget.

Modellen kan utvides om nødvendig

evt. med konstant  $Y_t = \alpha + \rho_1 Y_{t-1} + u_t$

evt. med trend  $Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \lambda trend + u_t$   $H_A$ : trend-stasjonaritet

evt. med trend og konstant  $Y_t = \alpha + \rho_1 Y_{t-1} + \lambda trend + u_t$   $H_A$ : trend-stasjonaritet

evt. med flere lags  $Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + u_t$  Augmented Dickey-Fuller

I alternativet med flere lags eller tilbakedaterte verdier, kalles testen *augmented Dickey-Fuller (ADF)*. Man legger til flere lags av  $Y$  for å fjerne seriekorrelasjon i modellens feilledd.

Dersom man ikke tar med mange nok lag i modellen vil testens resultat ikke være gyldig, fordi de kritiske verdienes gyldighet avhenger av at modellen er dynamisk korrekt formulert.

Ikke-stasjonaritet kan korrigeres for ved å fjerne trenden eller differensiere variablene, men differensiering fjerner samtidig den langsiktige informasjonen i variablene (Harris, 1995). For eksempel vil en serie integrert av orden en,  $I(1)$ , måtte differensieres en gang for at den skal bli en stasjonær  $I(0)$ -serie. Dersom en serie er integrert av høyere orden enn 1, som  $I(X)$ , må man differensiere  $X$  ganger for at den skal bli stasjonær. Et annet alternativ er å benytte seg av kointegrasjon i de tilfeller dette er mulig, for å kunne undersøke de langsiktige sammenhengene.

### 4.1.2 Testing for enhetsrot

Alle variablene er testet for stasjonaritet ved hjelp av Augmented Dickey-Fuller-testen. Det testes først for hvilken form testen skal ha; antallet lags, konstant eller ikke, trend eller ikke. For alle seriene på nivå er det nødvendig å ha med konstant, fordi ingen av seriene har et gjennomsnitt på null. Differensvariablene derimot ikke er testet med konstant, fordi disse seriene svinger omkring nullpunktet. Testen starter med fem lag, og deretter benyttes sekvensielle t-tester for å bestemme riktig laglengde for hver av variablene.

TABELL 2: RESULTATER FRA ADF-TESTING AV VARIABLENE, 1988 (1) – 2007 (4)

Variabel	Ant. Lags	T-verdi u/trend	T-verdi m/trend
rloss	4	- 1,602	
rprob	4	- 1,564	
rloan	0		- 1,083
rphn	5		- 3,839**
ropak	5	- 1,004	
URR	4	- 2,049	
rylmn	5		- 1,914
RRBL	4	- 1,658	
brup	4	- 1,890	
$\Delta$ rloss	2	- 9,201***	
$\Delta$ rprob	5	- 3,235***	
$\Delta$ rloan	0		- 7,925***
$\Delta$ rphn	4	- 2,559**	
$\Delta$ ropak	4	- 1,998**	
$\Delta$ URR	5	- 2,663***	
$\Delta$ rylmn	5	- 2,280	- 2,780
$\Delta$ RRBL	3	- 5,290***	
$\Delta$ brup	3	- 4,321***	

\*\*\* signifikant på 1 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \* signifikant på 10 % nivå.

$\Delta$  er endringsoperatoren og betyr at variabelen er differensiert en gang.

Resultatene fra enhetsrot-testingen viser at de fleste seriene bør behandles som ikke-stasjonære variabler integrerte av orden én. Utlånsvariabelen (*rloan*) er også en I(1)-variabel, men den inneholder en trend, slik at alternativhypotesen vil være trend-stasjonaritet. Boligpriser (*rphn*) inneholder en trend som er deterministisk og er derfor en stasjonær I(0)-serie. BNP (*rylmn*) er ifølge resultatene integrert av en høyere orden enn én.

Problemet med DF-testen er at den tenderer å akseptere nullhypotesen, at serien inneholder en enhetsrot, oftere enn den burde. Dette innebærer at den har lav styrke. Altså kan en serie være stasjonær uten at DF-testen klarer å avdekke det, særlig når serien er stasjonær, men på kanten

til å være ikke-stasjonær. Dette kan være tilfellet med  $\Delta$ BNP-variabelen i testresultatene, for ofte vil tester av BNP-serien vise at den er integrert av orden 1.<sup>20</sup> En grunn til at jeg får et annet resultat kan være at utvalgsperioden min ikke er særlig lang. Derfor unnlater jeg å vektlegge resultatet mitt og behandler i stedet BNP som en vanlig I(1)-variabel i den videre modelleringen. Det er verdt å merke seg at utfordringen med å finne den korrekte formen på DF-testen og dens lave styrke, særlig i mindre utvalg, påvirker beslutningen om å forkaste nullhypotesen eller ei, og man bør derfor være forsiktig i tolkningen av resultater fra tester om stasjonaritet.

## 4.2 Kointegrasjon og likevekstjusteringsmodellen (ECM)

### 4.2.1 Teori

Kointegrasjon involverer estimering av forhold mellom to eller flere ikke-stasjonære variabler. Utgangspunktet er at det kan eksistere et fast lineært forhold mellom variablene, og at sammenhengen mellom dem da vil være stasjonær. Problemene med ikke-stasjonaritet og spuriøse sammenhenger vil da unngås.

Et godt utgangspunkt ved énligningsestimering er  $Y_t = \alpha + \beta X_{t-1} + u_t$ , hvor  $X$  og  $Y$  representerer hver sin variabel. Dersom  $Y$  og  $X$  begge er I(1), finnes det kanskje en lineær kombinasjon av de to variablene som er stasjonær, slik at også feilleddet vil være stasjonært,  $u_t = Y_t - \beta X_t \sim I(0)$ . Da vil  $X$  og  $Y$  være kointegrerte, og  $[1, \beta]$  vil være kointegrasjonsvektoren. Standard inferensprosedyrer vil nå gjelde; OLS er BLUE,<sup>21</sup> og teststatistikkene er gyldige.

Det finnes flere alternative metoder for å teste for kointegrasjon. En av dem er Engle-Grangers to-trinns metode, som er den jeg har benyttet meg av.<sup>22</sup> Før man tester for kointegrasjon bør man, som jeg allerede har gjort, teste seriene for stasjonaritet.

Engle-Grangers to-trinns metode er som følger:

Trinn 1 er å estimere modellen  $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$ .

---

<sup>20</sup> Samtidig er det verdt å merke seg at når man tester amerikanske BNP-serier, så tenderer disse til å være I(2)-variabler, slik som BNP-serien trolig er i dette tilfellet (*Obstfeld og Rogoff, 1994*).

<sup>21</sup> BLUE er en forkortelse for "best linear unbiased estimator" (beste lineære forventningsrette estimator).

<sup>22</sup> Et annet alternativ ville være å bruke Johansens metode, som er en mer kompleks metode med flerligningsestimering.

Trinn 2 er å definere residualene  $\hat{u}_t = \hat{Y}_t - \beta \hat{X}_t$ , og deretter teste dem for stasjonaritet for eksempel ved hjelp av en ADF-test:  $\Delta \hat{u}_t = \gamma \hat{u}_{t-1} + \phi_1 \Delta \hat{u}_{t-1} + \phi_2 \Delta \hat{u}_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t$  hvor  $H_0 : \gamma = 0$  (ikke-stasjonaritet). Dersom nullhypotesen kan forkastes og feilleddene er stasjonære, har vi kointegrasjon mellom de to variablene.

Ved bruk av kvartalsdata er det normalt å bruke fem lag i testen. Deterministiske ledd, som trend og sesongdummier, tas enten med i modellformuleringen (trinn 1) eller i testingen av residualene (trinn 2). I denne testen vil ikke lenger Dickey-Fullers kritiske verdier være gyldige. Dette fordi residualene nå er estimerte, og minste kvadraters metode forsøker å gjøre residualene så stasjonære som mulig ved å "velge" residualer med minst mulig varians. En annen årsak er at de kritiske verdiene påvirkes av antallet regressorer og antallet deterministiske ledd som er med i testen, og dermed må de kritiske verdiene endres i forhold til de ulike situasjonene. Man bør i stedet benytte MacKinnons kritiske verdier, som tar hensyn til disse faktorene i sine kritiske verdier. Beregning av MacKinnons kritiske verdi skjer ved formelen:  $C = \phi_\infty + \frac{\phi_1}{T} + \frac{\phi_2}{T^2}$ , hvor  $\phi_a$  er verdier hentet fra MacKinnons tabell, og T er antallet observasjoner (Harris, 1995).

Man kan fortsette modelleringen av relasjonen  $Y_t = \alpha + \beta X_{t-1} + u_t$  ved å utvide ligningen til en mer generell dynamisk modell. Dynamiske modeller tar i motsetning til statiske modeller hensyn til tregheter og tillater sammenhenger mellom variabler fra ulike tidsperioder ved at man inkluderer lags i modellen. Dersom man inkluderer lags både av den forklarte variabelen og de forklarende variablene, kalles modellen for en "autoregressive distributed lag (ADL)-modell". Modellen er et vanlig utgangspunkt ved énligningsmodellering, og den kan enkelt skrives om til en likevekstjusteringsmodell (ECM-modell).<sup>23</sup>

En enkel representasjon av en ADL-modell er  $y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$ , hvor restleddene er stasjonære, og man antar at  $x_t = x_{t-1} + \eta_t$ , hvor også restleddene er stasjonære.  $y_t$  er her en lineær kombinasjon av en I(1)-variabel,  $x_t$ , og en I(0)-variabel,  $\varepsilon_t$ , og er derfor alt samlet sett en I(1)-modell.

---

<sup>23</sup> ECM står for "Error Correction Model."



For å gjøre om ADL-modellen  $y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$  til en ECM-modell,

a) trekker man fra  $y_{t-1}$  på begge sider av likhetstegnet,

b) legger til og trekker fra  $\beta_0 x_{t-1}$  på høyre side,

c) legger til og trekker fra  $(\alpha_1 - 1)x_{t-1}$  på høyre side,

$$\text{Resultatet blir da: } \Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) \left[ y_{t-1} - \frac{m}{1 - \alpha_1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} x_{t-1} \right] + \varepsilon_t$$

$$\text{Den kointegrerende vektoren er: } z_t \equiv y_t - \frac{m}{1 - \alpha_1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} x_t \text{ når } z_t \sim I(0)$$

Vektoren er en lineær kombinasjon av de to I(1)-variablene, men må nå selv være en I(0)-relasjon for å kunne inngå i modellen. Differansevariablene og restleddet vil også være I(0).

ECM-modellen inkluderer både den langsiktige likevekten mellom variablene og den kortsiktige dynamikken. Det langsiktige likevektsforholdet er å finne innenfor hakeparentesen, mens de kortsiktige endringene finnes i endringsvariablene.  $(1 - \alpha_1)$  er likevekstjusteringsleddet (error correction term), og dette leddet vil gjøre at dersom  $y$  i en periode ikke er i likevekt med sine kointegrerende variabler, vil leddet skyve  $y$  tilbake mot likevekten. Hvor raskt dette skjer, avhenger av størrelsen på  $(1 - \alpha_1)$ . Desto høyere verdi, desto raskere vil korreksjonen skje.

En annen fordel med ECM-modellen er at dersom det foreligger kointegrasjon, vil standard regresjonsteknikker være gyldige, fordi man nå kun har med stasjonære ledd i modellen. Samtidig sier Grangers representasjonsteorem at dersom to variabler er kointegrerte, vil det eksistere en ECM og omvendt. Dermed oppstår ikke problemet med spuriøse sammenhenger i ECM-modeller. Når man modellerer med likevekstjusteringsmodellen, foretar man modelleringen i ett trinn, og det er ikke nødvendig å teste restleddene for stasjonaritet. I stedet ser man på kointegrasjonsvektoren for å vurdere om variablene kointegrerer eller ei.

## 4.2.2 Modellering med problemlån og tap

I dette kapitlet presenteres resultater fra modellering av relasjonen mellom problemlån og tap. Utgangspunktet for modelleringen er Norges Banks nåværende tapsmodell, samt den utvidede modellen formulert i kapittel 2.2. Først estimeres det noen enkle relasjoner ved hjelp av Engle-Grangers to-trinns metode for å teste for kointegrasjon. Deretter foretas det dynamisk modellering med ECM-modellen. Til sist i denne delen finnes resultater fra testing for kausalitetssammenhengen og forslag til mulige forklaringer på funnene.

Tabellen under viser resultatene fra testing for kointegrasjon med Engle-Grangers to-trinns metode, hvor venstresidevariabelen er tapene på nivå ( $rloss$ ).

TABELL 3: RESULTATER FRA ENGLE-GRANGERS TO-TRINNS METODE, 1988 (1) – 2007 (4)

$rloss_t$	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Konstantledd	-1,283 (0,184)***	-0,815 (0,177)***	-0,425 (0,286)
$rprob_t$	<b>0,063 (0,018)***</b>	<b>0,024 (0,017)</b>	<b>-0,011 (0,019)</b>
$ropak_t$			-0,950 (0,041)**
$RRBL_t$			0,023 (0,003)***
$trend_t$		-0,002 (0,000)***	0,000 (0,000)
sesong		-0,048 (0,019)**	-0,044 (0,014)***
sesong_1		-0,042 (0,019)**	-0,036 (0,014)**
sesong_2		-0,025 (0,019)	-0,022 (0,014)
<b>N</b>	80	80	80
<b><math>\Sigma</math></b>	0,072	0,060	0,045
<b><math>R^2</math></b>	0,136	0,422	0,679
AR 1- 5 test:	F (5,73) = 30,238***	F (5,69) = 21,718***	F (5,697) = 6,218***
ARCH 1- 4 test:	F (4,70) = 1,322	F (4,66) = 1,238	F (4,64) = 0,962
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) = 21,454***	Chi <sup>2</sup> (2) = 15,818***	Chi <sup>2</sup> (2) = 17,045***
Hetero test:	F (2,75) = 0,956	F (7,66) = 1,825	F (11,60) = 1,173
RESET:	F(1,77) = 1,506	F(1,73) = 13,264***	F(1,71) = 35,983***
ADF: <sup>24</sup>	t-stat = -1,766	t-stat = -3,153**	t-stat = -4,792***

\*\*\* signifikant på 1 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \* signifikant på 10 % nivå.

Standardfeilene er gitt i parentesene etter koeffisientene. *AR 1-5* er en test for autokorrelasjon opp til 5. orden, *ARCH 1-4* (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) er en test for heteroskedastisitet opp til 4. orden. *Normality* er en test for normalitet, *Hetero* er en White-test for heteroskedastisitet og *RESET* er Ramseys feilspesifikasjonstest. *ADF* er Augmented Dickey-Fuller-test.

Resultatene er overraskende. I modell 1 virker det som om problemlån ( $rprob$ ) er en signifikant forklaringsvariabel for tapene ( $rloss$ ), og koeffisienten har riktig fortegn (+). Men

<sup>24</sup> For beregningen av MacKinnons kritiske verdier, se vedlegg IV.

når jeg tester residualene for stasjonaritet ved hjelp av ADF-testen, kan ikke nullhypotesen om ikke-stasjonaritet forkastes. Dermed er OLS-forutsetningene brutt; estimatorene og teststatistikkene er ikke til å stole på. I modell 2 og 3, hvor det kontrolleres for trend og sesongvariasjoner, ser vi at problemlån ikke lenger inngår som signifikant forklaringsvariabel, og i modell 3 har i tillegg variabelen fått feil fortegn. Samtidig i modell 3 er næringseiendomspriser (*ropak*) og realrenta (*RRBL*) signifikante. I de to sistnevnte modellene er residualene stasjonære ifølge ADF-testen, slik at man bør kunne stole på estimatorene og teststatistikken. Ved disse resultatene får jeg ikke støtte for at problemlån og tap kointegrerer, og relasjonen  $tap = \beta * problemlån$  ser derfor ikke ut til å holde.

Siden dette var uventede resultater, og fordi man skal være forsiktig med å tolke ADF-testens resultater for bastant, ønsker jeg å teste for om konklusjonen er holdbar når tap-problemlån-relasjonen utvides. Engle-Granger fremgangsmåten pålegger en rimelig streng sammenheng mellom variablene, siden dynamikk ikke tillates. Jeg ønsker derfor å benytte meg av ECM-modellen og inkluderer flere forklaringsvariabler og tillater sammenhenger mellom variabler i ulike tidsperioder (tregheter).

Under modelleringen er det testet ut med inntil fem lag og ulike kombinasjoner av de tidligere presenterte forklaringsvariabler på både kort og lang sikt. Ikke-signifikante lag og variabler med feil fortegn (utenom for problemlånsvariabelen) har etter hvert blitt slettet for å rendyrke modellene. Det ble funnet tre uteliggere blant tapsobservasjonene med stor innflytelse på resultatene og som var vanskelige å forklare, nemlig 3. og 4. kvartal 1991, som er tapstoppen under bankkrisen på starten av 1990-tallet, og 4. kvartal 2002, som er toppen da tapene økte på starten av 2000-tallet. Disse tre observasjonene er det derfor laget dummyer for. I tillegg er det kontrollert for trend og sesongvariasjoner i modellene. I tabellen under presenteres noen modeller som viser de gjennomgående trekkene fra ECM-modelleringen.

Venstresidevariabelen er tapene på endringsform ( $\Delta rloss$ ).

TABELL 4: REGRESJONSRESULTATER, EKSEMPLER PÅ ECM-MODELLER

$\Delta rloss_t$	<b>Modell 4</b> 1988(2)-2007(4)	<b>Modell 5</b> 1988(2)-2007(4)	<b>Modell 6</b> 1989(2)-2007(4)
Konstantledd	0,015 (0,152)	-2,683 (2,699)	-0,097 (0,096)
$\Delta rloss_{t-1}$			-0,360 (0,070)***
$\Delta rloss_{t-2}$			-0,333 (0,064)***
$\Delta rloss_{t-3}$			-0,193 (0,057)***
<b><math>\Delta rprob_t</math></b>	<b>0,024 (0,050)</b>	<b>0,040 (0,036)</b>	
$\Delta ropak_t$		-0,074 (0,114)	
$\Delta ropak_{t-1}$			-0,224 (0,064)***
$\Delta brup_t$		0,031 (0,031)	
$\Delta brup_{t-2}$			0,034 (0,020)*
$\Delta srphn_t$			-0,162 (0,032)***
$rloss_{t-1}$	-0,253 (0,088)***	-0,653 (0,090)***	-0,486 (0,066)***
<b><math>rprob_{t-1}</math></b>	<b>-0,015 (0,012)</b>	<b>0,022 (0,020)</b>	<b>-0,022 (0,007)**</b>
$rphn_{t-1}$		0,091 (0,041)**	
$ropak_{t-1}$		-0,057 (0,036)	
$RRBL_{t-1}$		0,007 (0,003)**	0,002 (0,001)
$rylmn_{t-1}$		0,164 (0,226)	
$trend_t$	-0,001 (0,00)**	-0,003 (0,002)	
$sesong$	-0,065 (0,013)***	-0,044 (0,015)***	-0,013 (0,007)*
$sesong\_1$	-0,026 (0,013)**	-0,015 (0,011)	-0,019 (0,008)**
$sesong\_2$	-0,014 (0,013)	-0,002 (0,012)	-0,016 (0,008)**
$dum1991q3$		0,117 (0,028)***	0,108 (0,018)***
$dum1991q4$		0,217 (0,030)***	0,229 (0,020)***
$dum2002q4$		0,101 (0,030)***	0,112 (0,019)***
<b>N</b>	79	79	79
<b><math>\Sigma</math></b>	0,039	0,026	0,017
<b>R<sup>2</sup></b>	0,420	0,773	0,898
AR 1-5 test:	F (5,66) = 1,132	F (5,57) = 0,588	F (5,53) = 0,668
ARCH 1-4 test:	F (4,63) = 4,824***	F (4,54) = 1,294	F (4,50) = 1,298
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) = 48,672***	Chi <sup>2</sup> (2) = 5,280	Chi <sup>2</sup> (2) = 9,444**
Hetero test:	F (11,59) = 7,595***	F (26,25) = 1,018	F (24,33) = 0,520
RESET:	F (1,70) = 21,960***	F (1,61) = 15,598 ***	F (1,58) = 1,985

\*\*\* signifikant på 1 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \* signifikant på 10 % nivå.

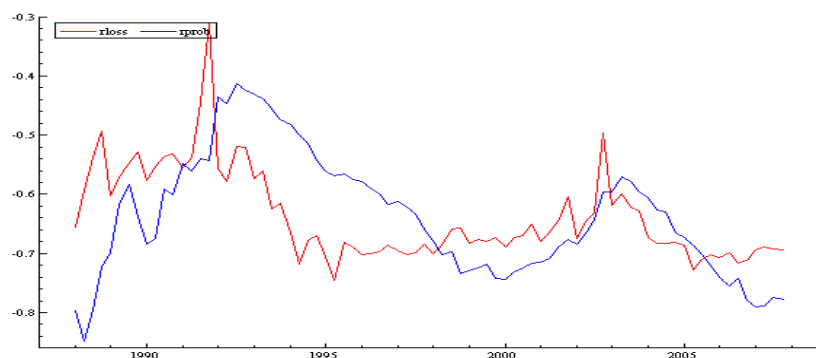
Standardfeilene er gitt i parantesene etter koeffisientene. *AR 1-5* er en test for autokorrelasjon opp til 5. orden, *ARCH 1-4* (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) er en test for heteroskedastisitet opp til 4. orden. *Normality* er en test for normalitet, *Hetero* er en White-test for heteroskedastisitet og *RESET* er Ramseys feilspesifikasjonstest.

ECM-modelleringen gav gjennomgående resultater hvor problemlåneene enten ble en ikke-signifikant variabel eller variabelen fikk feil fortegn. Modell 4 og 5 gir eksempler på at problemlån (*rprob*) ikke inngår som en signifikant forklaringsvariabel, verken på kort eller lang sikt. I modell 6 derimot er koeffisienten til problemlån signifikant på lang sikt, men med feil fortegn. Det virker ikke rimelig at når problemlåneene øker, så går tapene ned. ECM-

funnene stemmer godt overrens med resultatene fra Engle-Granger modelleringen, og det synes altså som at problemlån ikke er en god forklaringsvariabel for utviklingen i bankers bokførte tap.<sup>25</sup>

Til sist er det verdt å merke seg at feiljusteringsleddet (koeffisienten foran  $rloss$ ) er signifikant, noe som tyder på at tapene kointegrerer med andre variabler som man kontrollerer for. Dette gir håp om å kunne lage en alternativ modell med andre forklaringsvariabler enn problemlån. Dette kommer jeg tilbake til i siste del av oppgaven.

FIGUR 15: TAPENE OG PROBLEMLÅNENE 1988 (1) – 2007 (4)<sup>26</sup>



Figuren over viser utviklingen i tapene ( $rloss$ ) og problemlånene ( $rprob$ ) fra 1988 til 2007 på logaritmisk form. Seriene ser ut til å følge noenlunde likt mønster over tid, men det kan virke som om tapene leder på utviklingen i problemlånene, og ikke omvendt. Dermed er det vanskelig å få problemlånene til å forklare tapsutviklingen på en enkel måte.

For å finne ut av om tapene virkelig leder på problemlånene, har jeg gjennomført to tester for å vurdere kausalitetssammenhengen mellom de to seriene.

### 1) Testing for Grangerkausalitet

Grangerkausalitet tester for om en serie kan være av nytte i prediksjonen av en annen serie, og i dette tilfellet ønsker vi å finne ut av om tapene kan være til nytte i prediksjonen av problemlånene. En tidsserie  $X$  kan sies å "Granger-forårsake" en annen serie  $Y$  dersom man gjennom en serie av F-tester på de laggede verdiene av  $X$ , kan vise at  $X$ -verdiene gir statistisk

<sup>25</sup> Det ble i tillegg gjennomført noen modelleringer med Johansens metode, som støtter opp om resultatet. Det ble heller ikke da funnet noen kointegrasjonsvektor mellom tap og problemlån. Faktisk indikerte Johansens metode at tapene og problemlånene begge er stasjonære variabler i seg selv. Disse resultatene er ikke rapportert, da resultatene av Johansens metode ikke brukes ved utformingen av tapsmodellen.

<sup>26</sup> Snitt og skala for problemlånsserien er justert i forhold til tapsserien.

signifikant informasjon om fremtidige verdier av Y. For å teste for Grangerkausaltet, har jeg regressert førstedifferansen av problemlånene med hensyn på førstedifferansen av problemlånene med lag 1 – 4 og førstedifferansen til tapene med lag 1 – 4. Deretter testet jeg, ved hjelp av en F-test, nullhypotesen om at tapene ikke ”Granger-forårsaker” problemlånene.

$$F(4,66) = 4,929*** \text{ [p-verdi } 0,0015]$$

Resultatet sier oss at vi kan forkaste nullhypotesen om at påleggelse av nullrestriksjoner på alle modellens tapsparametre er tillatt, og dette på et meget lavt signifikansnivå. Tapene kan således sies å ”Granger-forårsake” problemlånene, og dette innebærer at tapene ser ut til å lede på problemlånene, slik at en ikke kan betinge på disse når en skal bruke modellen til å predikere.

Når jeg gjennomfører testen omvendt vei for å vurdere kausaliteten fra problemlånene til tapene og for å teste om problemlånene leder på tapene i Grangerforstand, viser testresultatet at dette ikke er tilfelle. Kombinert med utfallet av testen for kontemporær kausalitet, som blir presentert i punkt II, tyder dette på at den kausale årsaksretningen går fra tap til problemlån og ikke omvendt.<sup>27</sup>

$$F(4,66) = 0,076 \text{ [p-verdi } 0,9894]$$

## II) Testing av kontemporær kausalitet ved hjelp LR-testen for overidentifikasjon

For å kunne gjennomføre denne testen har jeg først måttet identifisere en simultan strukturmodell (SVAR) for tapene og problemlånene. Denne ble eksakt identifisert ved bruk en strukturell dummyvariabel og ved å pålegge en restriksjon på modellens lagstruktur.<sup>28</sup> Det ble også gjort forutsetninger om ingen kointegrasjon og ikke-stasjonaritet av tidsseriene. Deretter ble LR-testen for overidentifikasjon av restriksjoner på den todimensjonale SVAR-modellens kontemporære ”feedback” matrise benyttet.<sup>29</sup> Denne tester for om det er finnes en kontemporær årsakssammenheng fra problemlån til tap eller omvendt, og innebærer i dette

<sup>27</sup> Se vedlegg IV for de fullstendige testresultatene.

<sup>28</sup> Se vedlegg IV for en nærmere presentasjon av modellen.

<sup>29</sup> Det vil si B-matrisen i strukturelle representasjonen  $B\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_j^* \Delta X_{t-j} + u_t$ , hvor X er en vektor bestående av tap og problemlån og  $\Gamma_j^*$  og  $u_t$  representerer henholdsvis de strukturelle dynamiske parametrene og den strukturelle støyen i den strukturelle VAR-modellen.

tilfellet simultan påleggelse av nullrestriksjoner på parametrene som representerer den kontemporære kausaliteten mellom tap og problemlån. Med andre ord, det pålegges nullrestriksjoner på alle parametrene som ligger utenfor hoveddiagonalen på den kontemporære "feedback-matrisen".<sup>30</sup>

$$\text{Chi}^2(2) = 0,40647 \text{ [p-verdi } 0,8161\text{]}$$

Resultatene viser at det finnes ingen kontemporær kausal årsakssammenheng mellom de to variablene.  $\chi^2$  - testen for påleggelse av nullrestriksjoner på koeffisientene forkaster nullhypotesen med signifikanssannsynlighet på 0,82, og dette innebærer at det er fravær av kontemporære kausale årsakssammenhenger mellom problemlån og tap.

Siden resultatene mine tilsier at problemlånene ikke kan forklare tapsutviklingen, er det verdt å spørre: "Hva kan være årsaken til at vi ikke kan forklare utviklingen i tapene med problemlånene?" Jeg vil nå noe presentere noen hypoteser som kan være med på å forklare funnene.

I) En mulig forklaring på at problemlån er mindre egnet til å forklare tapsutviklingen er at sammenhengen mellom tapsavsetninger, som utløses av problemlån, og bokførte tap er komplisert. Dersom bankene er flinke til å ta tapsavsetninger på engasjementer som faktisk fører til tap på et senere tidspunkt, kan de skrive av tapene mot tapsavsetningene i balansen. Dette vil gradvis slå ut i de bokførte tapene. Uventede tap derimot vil være det som slår raskt og direkte ut i bokførte tap, fordi disse føres direkte mot posten bokførte tap i resultatregnskapet. Uventede tap kommer gjerne på engasjementer som ikke er kategorisert som problemlån, og dette vil redusere korrelasjonen mellom disse to postene.

II) En annen forklaring kan være at en bank i visse tider ønsker å vente med å ta tap så lenge som mulig og derfor søker og unngå å klassifisere sine dårlige engasjementer som misligholdte eller særlig tapsutsatte. Dersom en bank har for mange problemlån i sin beholdning, er det større fare for bankens finansielle posisjon, fordi tapsavsetninger føres som gjeld i balansen. Banken kan derfor få problemer med å skaffe seg ny kapital og / eller det kan bli dyrere å få tak i annen finansiering. Når situasjonen blir prekær, tar de tap direkte, altså tap som ikke dekkes av tidligere tapsavsetninger. Igjen vil tapene tas uten at låneengasjementene

---

<sup>30</sup> Se fotnote 29 for nærmere beskrivelse.

nødvendigvis har vært kategorisert som problemlån, og sammenhengen mellom problemlån og tap vil ikke komme til syne.

II) En tredje mulig forklaring er at om man ser på banknæringen samlet, så er det mulig at bankene endrer sin tapsavsetningsadferd dersom de tror at den økonomiske situasjonen i landet er i ferd med å forverre seg. I denne situasjonen burde bankene øke sine tapsavsetninger og bokførte tap, fordi tapene trolig vil øke i kommende perioder, men ingen vil være først ute med å gjøre dette. Det å være først ute kan signalisere en dårligere finansiell posisjon enn de andre bankene og gi økte finansieringskostnader. Men når en bank / noen banker først har måttet ta økte tap, følger de andre raskt etter. Nå er det ikke lenger ”farlig” å ta økte tap, fordi mange av bankene i næringen er i samme situasjon. Denne adferden kan skape plutselige topper i tapsutviklingen, som kan være vanskelige å forklare ved hjelp av utviklingen i problemlånene.

I tillegg ønsker gjerne banker etter en uroperiode å signalisere at de ”rydder opp”, som for eksempel i forbindelse med bytte av styre og ledelse. Da kan problemlånsbeholdningen og tapsavsetningene fortsetter å stige noe, selv etter at de faktiske tapene er bokførte. De ønsker å signalisere at de er ”føre var” og anser derfor flere av engasjementene enn tidligere som problemlån og tar avsetninger på disse, slik at de har godt med tapsavsetninger å skrive av de kommende tapene mot. Samtidig innebærer dette at de virkelige tapskostnadene og den finansielle situasjonen hos bankene i mindre grad vil reflekteres i de bokførte tapene.

IV) En annen mulighet henger sammen med at Kredittilsynet utfører inspeksjoner for å vurdere om bankene følger utlånsforskriften og andre lover. Dersom de avdekker brudd på forskriftene, kan de pålegge bankene å ta tap. Et eksempel er dersom en bank ikke har vurdert sin problemlånsbeholdning og sine tapsavsetninger på en realistisk, korrekt måte. Dette kan skje for eksempel dersom bankene prøve å vente med å ta tapsavsetninger, slik som beskrevet i punkt II. Kredittilsynets pålegg vil føre til at en viss mengde tap må føres direkte mot resultatet, og engasjementene tapene tas på vil ikke nødvendigvis være kategoriserte som misligholdte eller særlig tapsutsatte.

V) I tillegg har man en del enkelthendelser som har påført noen banker store, overraskende tap, slik som ”Finance Credit-saken” i 2002/2003. Et annet eksempel er høsten 2002 da det var særs lave laksepriser, og oppdrettsselskapet Pan Fish gikk konkurs. Dette gav uventede



tap innen laksnæringen, hvor særlig noen banker hadde store utlån. Som tidligere nevnt, reflekteres ikke uventede tap i tapsavsetninger eller i problemlånsbeholdningen.

VI) Et siste punkt som kan separere problemlån fra tap er bankenes tapsglattingsadferd. Av skattemessig årsaker er det gunstig for bankene å ta noe mer tap i gode tider, for å redusere overskuddet og dermed skattekravet. I dårligere tider derimot er det ekstra tøft å ta tap, da overskuddet gjerne allerede er svekket. Dermed er det grunn til å tro at bankene vil forsøke å glatte tapene utover for å unngå for mange topper og bunner.

#### **4.2.3 Modellering med utlån og tap**

Siden resultatene mine forteller at problemlån ikke er en velegnet forklaringsvariabel for tap, synes jeg det er hensiktsmessig å bytte ut problemlån før jeg bygger ut modellen videre. Jeg velger i stedet å ta inn bankers totale utlån (*rloan*), samt teste med forklaringsvariablene for panteverdier og konjunkturindikatorer. Teoriutgangspunktet er som før, den tidligere formulerte modellen i kapittel 2.2. Først estimeres den statiske langsiktige løsningen, og deretter bygges denne ut til en dynamisk ECM-modell.

Jeg velger å bytte ut problemlånene med bankers totale utlån, fordi utlån er en variabel som ikke er utsatt for de samme ”skjønnsmessige vurderingene” som problemlån i forhold til definisjoner, regnskaps- og skatteregler. Et engasjement kategoriseres som utlånt i det avtalen med kunden underskrives og summen utbetales og vil fortsette å være et utlånsengasjement til lånet er nedbetalt eller engasjementet er ført som tapt. Det er heller ingen skattemessige årsaker som burde påvirke utlånsvariabelen. I stedet burde variabelen reflektere bankenes utsikter for kommende perioder ved at utlånsveksten øker eller reduseres.

Utlån er en variabel som jeg antar vil ha en positiv relasjon med tapene, slik at dersom utlånene øker eller utlånsveksten øker, vil også tapene øke. Dette fordi bankene først vil låne ut til de sikreste kundene, deretter til de litt mindre sikre og så videre, og dermed vil de øke kredittrisikoen ved å ta inn flere mindre sikre kunder etter hvert som man øker utlånene. Alternativt vil bankene gi mer lån til nye kunder og / eller økte lån til eksisterende kunder, men igjen vil risikoen øke ved at kundene kan få større problemer med å betale tilbake, fordi lånets størrelse har økt.

I modelleringen er først den langsiktige løsningen modellert ved å inkludere alle de presenterte forklaringsvariablene, i tillegg til en trend. Variabler med feil fortegn ble først fjernet, deretter ble ikke-signifikante variabler tatt vekk. Til slutt ble den langsikte løsningen ”låst” før dynamikken ble modellerte. Dette er en mer robust fremgangsmåte enn å modellere langsiktige og kortsiktige effekter samtidig. Ved modelleringen av de kortsiktige effektene var utgangspunktet at jeg inkluderte, i tillegg til den estimerte kointegrasjonssammenhengen på nivå, alle forklaringsvariablene og tapsvariabelen med fem lag på endringsform. Deretter ble variabler og lag med feil fortegn og som var ikke-signifikante fjernet fra modellen for å få til en best mulig spesifisering.

Resultatene for den statiske løsningen basert på Engle-Grangers to-trinns metode presenteres under i tabell 5. Estimeringen er gjort ved bruk av minste kvadraters metode, og estimeringsperioden er fra 1. kvartal 1988 til 4. kvartal 2007. Venstresidevariabelen er tapene på nivå (*rloss*).

Modell A er den langsiktige løsningen som skal bygges videre inn i den dynamiske modellen , og det er derfor ikke naturlig å ta med dummyer eller korrigerer for sesong. Modell B er kun med som en illustrasjon på hva som må til for at restleddskravene skal oppfylles. Vi ser da at det må kontrolleres for sesongvariasjoner og at tre dummyer må i tillegg legges inn. Dummyene er de samme som i ECM-modelleringen med problemlån, nemlig 3. kvartal og 4. kvartal 1991, som er tapstoppen under bankkrisen, og 4. kvartal 2002, som er toppen under siste tapsoppgang på starten av 2000-tallet. Videre vil jeg kun kommentere modell A.

I modell A er alle variablene signifikante på 1 % nivå, utenom konkurser som er signifikant på 5 % nivå, og de har alle de forventede fortegnene. I tillegg viser ADF-testen at residualene er stasjonære, slik at vi har funnet en kointegrasjonssammenheng mellom variablene i modellen. Boligpriser og næringseiendomspriser er blitt pålagt en restriksjon om lik påvirkning på tapene ved å bli slått sammen til en ny variabel med navn ”panteverdier.”

TABELL 5: REGRESJONSRESULTAT FOR DEN LANGSIKTIGE LØSNINGEN, 1988(1) - 2007(4)

<b>rloss<sub>t</sub></b>	<b>Modell A</b>	<b>Modell B</b>
konstantledd <sub>t</sub>	-5,720 (1,138)***	-5,596 (0,591)***
rloan <sub>t</sub>	0,395 (0,106)***	0,362 (0,056)***
brup <sub>t</sub>	0,066 (0,030)**	0,094 (0,018)***
panteverdier <sub>t</sub> <sup>31</sup>	-0,112 (0,036)***	-0,079 (0,020)***
trend <sub>t</sub>	-0,005 (0,002)***	-0,005 (0,001)***
sesong		-0,031 (0,007)***
sesong_1		0,019 (0,007)*
sesong_2		0,003 (0,001)
dum1991q3		0,106 (0,022)***
dum1991q4		-0,242 (0,023)***
dum2002q4		-0,114 (0,023)***
<b>N</b>	80	80
<b>Σ</b>	0,042	0,021
<b>R<sup>2</sup></b>	0,722	0,933
AR 1-5 test:	F (5,69) = 2,745**	F (5,63) = 1,312
ARCH 1-4 test:	F (4,66) = 0,453	F (4,60) = 0,556
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) = 63,395***	Chi <sup>2</sup> (2) = 5,984
Hetero test:	F (10,63) = 1,871	F (16,51) = 0,893
RESET:	F(1,73) = 0,067	F(1,67) = 3,735
ADF: <sup>32</sup>	t-stat = -7,336***	t-stat = -7,291***

\*\*\* signifikant på 1 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \* signifikant på 10 % nivå.

Standardfeilene er gitt i parentesene etter koeffisientene. *AR 1-5* er en test for autokorrelasjon opp til 5. orden, *ARCH 1-4* (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) er en test for heteroskedastisitet opp til 4. orden. *Normality* er en test for normalitet, *Hetero* er en White-test for heteroskedastisitet og *RESET* er Ramseys feilspesifikasjonstest. *ADF* er Augmented Dickey-Fuller-test.

Ifølge estimatene fra den langsiktige løsningen, vil tapene (*rloss*) øke med 0,4 % på lang sikt, når utlånene (*rloan*) øker med 1 %. Utlån er den variabelen som har størst innvirkning på tapene. Den nest største effekten kommer fra panteverdiene. En 1 % økning i panteverdiene (*panteverdier*) vil gi en reduksjon i tapene på 0,11 %. En økning i realrenta (*RRBL*) og / eller konkurser (*brup*) derimot er med på å trekke tapene opp. Dersom realrenta øker med ett prosentpoeng, vil tapene øke med cirka 0,01 %, og dersom konkurser øker med 1 %, vil tapene øke med omkring 0,07 %. Alle disse effektene virker rimelige og i tråd med økonomisk teori.

I tillegg inneholder langtidsløsningen en slakt nedadgående trend, som viser at tapene over estimeringsperioden trendmessig har gått ned. Denne nedadgående trenden kan komme av

<sup>31</sup> Panteverdier er her satt sammen av næringseiendomspris og boligpris ved å pålegge en restriksjon om samme koeffisienten, panteverdier = ropak + rphn.

<sup>32</sup> For beregningen av MacKinnons kritiske verdier, se vedlegg IV.

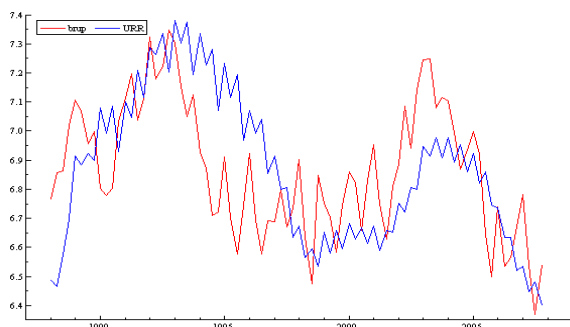
tilgang på bedre informasjon om kredittakerne og bedre muligheter for å beregne risiko. Et annet alternativ er at vi, siden midten av 1990-tallet, har vært inne i en lang periode med god økonomisk vekst. Denne gode veksten kan også være en årsak til at tapene har gått trendmessig ned.

Variablene for bruttonasjonalprodukt og arbeidsledighet ble ikke-signifikante i estimeringen av den langsiktige løsningen og er derfor utelatt. Figurene under av konkurser og arbeidsledighet (figur 16) og av boligpriser og arbeidsledighet (figur 17) viser at det er en nær sammenheng mellom de to variabelparene i hver av figurene. Den sterke samvariasjonen kan skape et multikollinearitetsproblem, og det var liten tilleggsinformasjon i å ha med alle fire variablene.

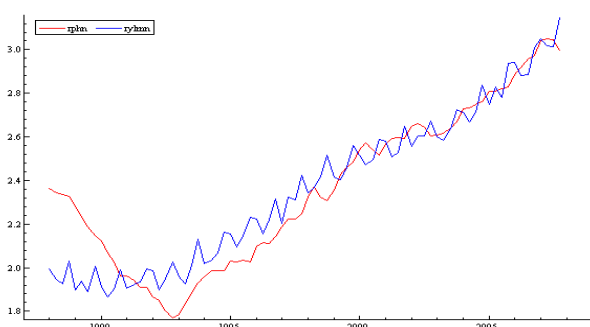
Informasjonen om konjunkturer fanges godt opp av konkurser. I tillegg er konkurser en variabel som er mer direkte knyttet til tap enn arbeidsledighet ved at den også representerer bedrifters gjeldsbetjeningsevne. Derfor er denne variabelen mer fordelaktig å ha med enn arbeidsledighet. Det samme er tilfellet med boligpriser og bruttonasjonalprodukt.

Konjunkturinformasjonen fanges godt opp av begge variablene, men boligpriser har et fortrinn ved at variabelen har en mer direkte innvirkning på tapene ved å også representere verdien på sikkerheten banken har.

FIGUR 16: KONKURSER OG ARBEIDSLEDIGHET  
1988 (1) – 2007 (4)<sup>33</sup>



FIGUR 17: BOLIGPRISER OG BNP  
1988 (1) – 2007 (4)<sup>34</sup>



<sup>33</sup> Snitt og skala for arbeidsledighetsserien er justert i forhold til konkursserien.

<sup>34</sup> Snitt og skala for BNP-serien er justert i forhold til boligprisserien.

Det er verdt å merke seg at i den langsiktige løsningen, har vi problemer med autokorrelasjon i feilleddene. Når man går over fra en statistisk til en dynamisk modell er det vanlig at dette problemet vil reduseres eller forsvinne ved at laggede variabler inkluderes i modellen. Ulempen er at modellen da blir vanskeligere å tolke. Under, i tabell 6, finner vi den valgte ECM-modellen med både den langsiktige løsningen fra modell A og kortsiktig dynamikk. Fremgangsmåten er som presentert tidligere i kapitlet. Venstresidevariabelen er på tapene på endringsform ( $\Delta rloss$ ).

TABELL 6: REGRESJONSRESULTAT FOR DEN VALGTE ECM-MODELLEN, 1989 (3) – 2007 (4)

$\Delta rloss_t =$	- 0,0296 (0,003)	+ 0,967 $\Delta rloan_t$ (0,132)	+ 0,526 $\Delta rloan_{t-5}$ (0,106)	- 0,149 $\Delta panteverdi_{t-1}$ (0,042)
	+ 0,076 $\Delta brup_t$ (0,017)	+ 0,057 $\Delta brup_{t-4}$ (0,018)	+ 0,0425 $\Delta brup_{t-5}$ (0,018)	
	- 0,931 [ $rloss_{t-1}$ (0,062)	+ 5,720 (1,138)	- 0,395 $rloan_{t-1}$ (0,106)	- 0,012 $RRBL_{t-1}$ (0,004)
	- 0,066 $brup_{t-1}$ (0,030)	+ 0,112 $panteverdi_{t-1}$ (0,036)	+ 0,005 $trend_{t-1}$ ] (0,002)	- 0,033 sesong (0,006)
	+ 0,018 $sesong\_2$ (0,006)	+ 0,118 $dum1991q3$ (0,018)	+ 0,255 $dum1991q4$ (0,019)	+ 0,105 $dum2002q4$ (0,017)
<hr/>				
<b>n</b>	<b>74</b>			
<b><math>\sigma</math></b>	<b>0,016</b>			
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0,902</b>			
AR 1-5 test:	F (5,56) = 0,738			
ARCH 1-4 test:	F (4,53) = 0,615			
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) = 0,196			
Hetero test:	F (19,41) = 0,902			
RESET:	F(1,60) = 7,928*			

\*\*\* signifikant på 1 % nivå, \*\* signifikant på 5 % nivå og \* signifikant på 10 % nivå. Standardfeilene er gitt i parentesene under koeffisientene. *AR 1-5* er en test for autokorrelasjon opp til 5. orden, *ARCH 1-4* (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) er en test for heteroskedastisitet opp til 4. orden. *Normality* er en test for normalitet, *Hetero* er en White-test for heteroskedastisitet og *RESET* er Ramseys feilspesifikasjonstest

Variablene som ble statistisk og økonomisk signifikante i den valgte ECM-modellen er hovedsakelig signifikante på 1 % nivå. Unntaket er det femte laget til konkurser ( $\Delta brup$ ), som er signifikant på 5 % nivå. Utlånsveksten ( $\Delta rloan$ ) påvirker tapene i samme periode og fem kvartaler tilbake i tid. Den siste effekten virker rimelig i den forstand at det kan ta et års tid fra man øker utlånene til at betalingsproblemer kan oppstå. Panteverdiene ( $\Delta panteverdier$ ) påvirker med et kvartals treghet, mens konkurser ( $\Delta brup$ ) påvirker både i samme periode og

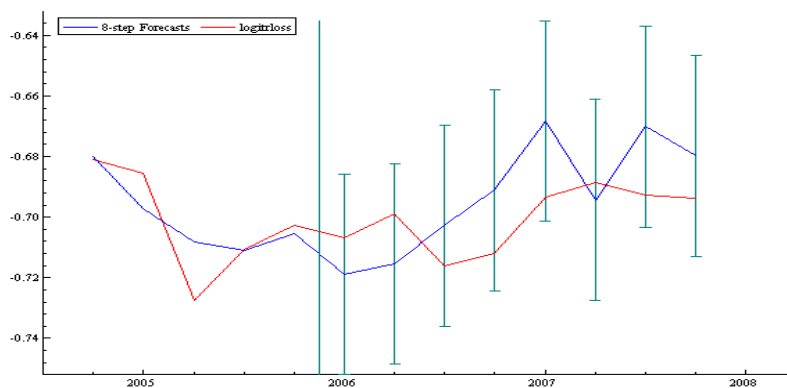
med ett til halvannet års etterslep (fjerde og femte laget). I tillegg ser det ut til at momentaneffekten på tap ved endringer i utlånene er større enn den langsiktige effekten.

Likevektsjusteringskoeffisienten er meget signifikant med t-statistikk på -15,00, noe som bekrefter kointegrasjon i modellen. Koeffisienten tar verdien - 0,931. Dette er en rimelig høy verdi og forteller oss at dersom tapene er over eller under likevekt, vil 93 % av korreksjonen tilbake til likevekten skje i løpet av en periode.

Generelt er restleddsegenskapene i modellen gode. Testene for ikke-normalitet, heteroskedastisitet og autokorrelasjon er i orden, men RESET-testen kan ikke forkastes på 10 % nivå. Dette tyder på at det er en feilspesifikasjon i modellen, muligens i funksjonsform, som vi ikke har klart å finne en løsning på, men som ikke har altfor stor innvirkning.

Figuren under viser resultatet av en ex-ante prediksjon av tapene i åtte kvartaler.<sup>35</sup> Alle prediksjonsestimatene er innenfor et intervall på pluss / minus to standardavvik. Dette kan sies å representere en rimelig god prediksjonsevne. Også stabilitetestene av modellen, som er utført ved hjelp av rekursiv estimering, viser at modellen er god, og koeffisientene er stabile i estimeringsperioden.<sup>36</sup>

FIGUR 18: "EX-ANTE" PREDIKSJON AV TAPENE FRA 2006 (1) TIL 2007 (4)



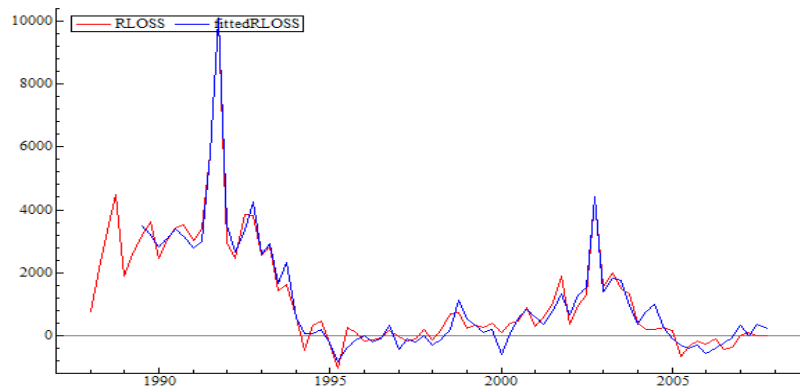
For å se hvordan modellen passer til den opprinnelige tapsserien, som er i millioner kroner, har jeg transformert de estimerte verdiene fra ECM-modellen tilbake til reelle, millioner

<sup>35</sup> Modellen er først modellert på hele utvalgsperioden. Deretter er prediksjonsevnen testet ut ved å estimere med hele utvalget minus de siste åtte observasjonene. Til slutt er det utført en prediksjon på de siste åtte kvartalene.

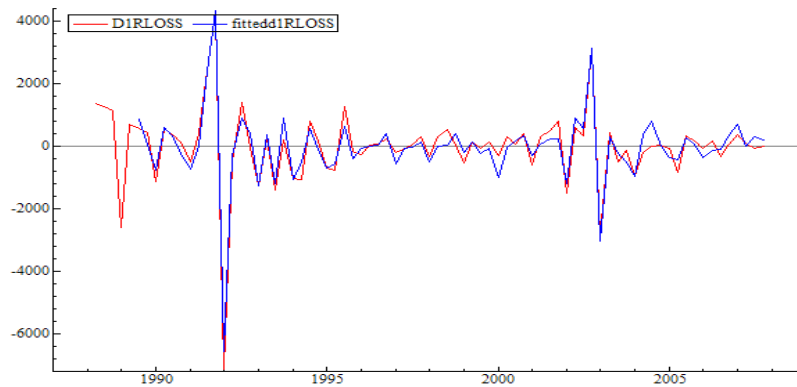
<sup>36</sup> Se vedlegg IV for resultatene av stabilitetstestene.

kroner. Figur 18 viser de faktiske tapene og de estimerte verdiene på nivå, mens figur 19 viser det samme på endringsform. Vi ser at i begge figurene ligger de estimerte verdiene rimelig nærme de faktiske verdiene gjennom hele estimeringsperioden og følger utviklingen i de virkelige tapene godt.

FIGUR 19: FAKTISKE TAP OG ESTIMERTE VERDIER I REELLE MILLIONER KRONER PÅ NIVÅ, 1988 (1) – 2007 (4)



FIGUR 20: FAKTISKE TAP OG ESTIMERTE VERDIER I REELLE MILLIONER KRONER, FØRSTEDIFFERANSEN, 1988 (1) – 2007 (4)



Samlet sett tyder resultatene og figurene på at modellen er relativt velspesifisert med god prediksjonsevne. Forklaringsvariablene er økonomisk og statistisk signifikante, og alt i alt er forhåpentligvis dette en bedre modelltilnærming til bankers tap på utlån enn det Norges Bank benytter seg av i dag.

## 5. Avsluttende momenter

Formålet med denne oppgaven er å få økt innsikt i hva som driver bankers tap på utlån. Norges Bank benytter i dag relasjonen  $tap = \beta \cdot problemlån$  i sin lille makroøkonomiske modell. Hensikten er å teste dagens modell mot empiri og forhåpentligvis bygge den ut til en forbedret modell, som kan brukes til å predikere mulige problemer i banknæringen.

Mine empiriske analyser gir ikke støtte til den nåværende enkle modellen mellom problemlån og tap. Jeg får heller ikke støtte for relasjonen selv om dynamikk og flere forklaringsfaktorer inkluderes, fordi det ikke kan påvises kointegrasjon mellom problemlån og tap. I tillegg viser tester for kausalitetssammenhengen at årsaksretningen trolig går den omvendte veien fra tap til problemlån, og ikke fra problemlån til tap.

Jeg foreslår noen mulige forklaringer på resultatene, hvor et av poengene er at problemlån og tapsavsetninger ikke omfatter uventede tap, som til tider kan være betydelige for bankene. Jeg foreslår også at bankers tapsavsetningsadferd har vært påvirket av den økonomiske situasjonen i landet og den signaleffekten økte tap og tapsavsetninger har til markedet. I tillegg kan banker drive med tapsglatting av skattemessige årsaker.

På grunn av de empiriske resultatene, velger jeg å modellere med bankers totale utlån i stedet for problemlån. I den valgte ECM-modellen inngår på lang sikt utlån, rente, konkurser og panteverdier samt en nedadgående trend. I den kortsiktige dynamikken er det utlån, panteverdier, konkurser og sesongvariasjoner som spiller inn.

Denne nye tapsmodellen, som inneholder hensiktsmessige forklaringsvariabler, er ifølge mine resultater en stabil og velspesifisert modell. Den er i tillegg rimelig god til å predikere tapsutviklingen, og jeg mener at modellen gir økt innsikt i drivkreftene bak bankers tap på utlån. Etter hvert som nye tapstall kommer til, blir det interessant å se om modellen min klarer å predikere tapsutviklingen så godt som ønskelig.



## Referanseliste

---

Almklov, Gunnar, Tørum, Espen og Skjæveland, Marita (2006): Utviklingstrekk i kredittmarkedet, nye utlånstyper og omfanget av fastrentelån i Norge. Penger og kreditt 3/2006, Norges Bank.

Andersen, Henrik (2008): Failure Predictions of Norwegian Banks, a Logit Approach. Working Paper 2008/2, Norges Bank.

Andreeva, Olga (2004): Aggregate Bankruptcy Probabilities and their Role in Explaining Banks' Loan Losses. Working Paper 2004/2, Norges Bank.

Berge, Tor O. og Boye, Katrine G. (2007): Faktorer bak bankenes problemlån. Penger og kreditt 1/2007, Norges Bank.

Bernhardsen, Eivind (2001): A Model of Bankruptcy Prediction. Working Paper 2001/10, Norges Bank.

Eitrheim, Øyvind og Gulbrandsen, Bjarne (2001): A Model Based Approach to Analysing Financial Stability. In BIS Papers no. 1: Marrying the macro- and micro-prudential dimensions of financial stability, 311-330.

Referanser til forskrifter – hentet fra Lovdata {[www.lovdata.no](http://www.lovdata.no)}

*"Forskrift for forretningsbanker, sparebanker, finansieringsforetak og Den norske Industribank A/S om vurdering av tap på utlån, garantier m.v." med hjemmel i lov av 17. juli 1998 nr. 56 (regnskapsloven) og 7. desember 1956 nr. 1 (tapsforskriften).*

*"Forskriften om regnskapsmessig behandling av utlån og garantier i finansinstitusjoner", med hjemmel i lov av 17. juli 1998 nr 56 om årsregnskap (utlånsforskriften).*

*"Forskrift om årsregnskap m.m. for banker, finansieringsforetak og morselskap for slike". Kapittel 8 Noteopplysninger (årsregnskapsforskriften).*

Frøyland, Espen og Larsen, Kai (2002): Hvor sårbare er finansinstitusjoner for makroøkonomiske endringer? En analyse basert på stresstester. Penger og kreditt 2/2002, Norges Bank.

Harris, R. I. D (1995): Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling. Pearson Education Limited, Prentice Hall.

Hess, Kurt, Grimes, Arthur og Holmes, Mark (2007): Drivers of Credit Losses in Australasian Banking. 20th Australasian Finance & Banking Conference, 13. August 2007.

Hill, R. Carter, Griffiths William E., Judge, George E. (1997): Undergraduate Econometrics Chapter 16. John Wiley & Sons.

Hol, Suzan (2001): Time Series Dynamics in Loan Losses. Working Paper 4/01, Norwegian University of Science and Technology, Trondheim.

Johnston, Jack og DiNardo, John (1997): Econometric Methods. McGraw-Hill International Editions, Economic Series, 4<sup>th</sup> Edition, the McGraw-Hill Companies.

Kredittilsynet (2005): Regnskapsmessig behandling av utlån og garantier, Rundskriv 10/2005, 9.mars 2005. {<http://www.kredittilsynet.no/wbch3.exe?ce=14401>}

Kredittilsynet (2007): Rapport for finansinstitusjoner 1.- 3. kvartal 2007, 10.desember 2007. {[http://www.kredittilsynet.no/archive/f-avd\\_pdf/01/03/Rappo050.pdf](http://www.kredittilsynet.no/archive/f-avd_pdf/01/03/Rappo050.pdf)}

Kredittilsynet (2008): Kredittilsynets register – konsesjonstype forretningsbanker / sparebanker. {<http://register.kredittilsynet.no/Default.aspx>}

Referanser til lover – hentet fra Lovdata {[www.lovdata.no](http://www.lovdata.no)}

*"Loven om sparebanker og forretningsbanker av 24. mai 1961".*

*"Lov av 10. juni 1988 nr. 40 om finansieringsvirksomhet og finansinstitusjoner".*

Moe, Torvald G., Solheim, Jon A., Vale, Bent (2004): The Norwegian Banking Crisis, (Chapter 1). Norges Banks skriftserier nr 33, Norges Bank.

Norges Bank (2001): Dekomponering av utlånstap og tapsavsetningspraksis. Finansiell Stabilitet 2/2001 (ramme), Norges Bank.

Norges Bank (2004): Avsetningsgrad og tap på utlån. Finansiell stabilitet 1/2004 (ramme), Norges Bank.

Norges Banks (2008): Utlånsundersøkelsen 4. kvartal 2007, Resultater fra undersøkelsen. Rapport, Norges Bank, 2008. {[http://www.norges-bank.no/Templates/Article\\_68548.aspx](http://www.norges-bank.no/Templates/Article_68548.aspx)}

Norges offentlige utredninger (1992): Bankkrisen, NOU 1992:30, Statens Forvaltningstjeneste, Oslo.

Obstfeld, Maurice og Rogoff, Kenneth (1994): The Intertemporal Approach to the Capital Account. NBER Working Paper No. 4893, National Bureau of Economic Research.

OPAK (2007a): Eiendomsmarkedet – leieprisutviklingen for kontorlokaler i Oslo-området og i Norges største byer. Prisstigningsrapporten nr. 06-07/2007.  
{[http://www.opak.no/Tidligereerapporter/prisstigning\\_2007-06-07fsd.pdf](http://www.opak.no/Tidligereerapporter/prisstigning_2007-06-07fsd.pdf)}

OPAK (2007b): Eiendomsmarkedet – prisutvikling for boliger i Oslo og omegn. Prisstigningsrapporten nr. 12/2007.  
{[http://www.opak.no/Tidligereerapporter/prisstigning\\_2007\\_12-fsd.pdf](http://www.opak.no/Tidligereerapporter/prisstigning_2007_12-fsd.pdf)}

Pesola, Jarmo (2001): The Role of Macroeconomic Shocks in Banking Crisis. Discussion Paper 6/2001, Bank of Finland.

Pesola, Jarmo (2007): Financial fragility, Macroeconomic Shocks and Banks' Loan Losses: Evidence from Europe. Discussion Papers 15/2007, Bank of Finland.

Smith, Eivind et al. (1998): Stortingets granskningskomité for bankkrisen, Kapittel 3, 4 og 6.  
{<http://www.stortinget.no/smith/smithtoc.htm>}

Sparebankforeningen: Forside / Sparebankene / Sparebankgrupperinger.  
{<http://www.sparebankforeningen.no/index.gan?id=1493&subid=0>}

Statistisk sentralbyrå (1998): Regnskapsstatistikk for finansielle foretak 1990-1997. Norges Offisielle Statistikk (NOS C 515).

Statistisk sentralbyrå (1999): Temahefte: Prinsipper og definisjoner i kredittmarkedsstatistikken. Bank- og kredittstatistikk, Aktuelle tall, 10/1999, Statistisk sentralbyrå. {[http://www.ssb.no/emner/10/13/bk/bk\\_9910/bk\\_9910.pdf](http://www.ssb.no/emner/10/13/bk/bk_9910/bk_9910.pdf)}

Statistisk sentralbyrå (2007): Statistikkbanken, 10.13.10 Bankvirksomhet og annen finansiell tjenesteyting / 03956 Finansinstitusjoner - nøkkeltall / Nøkkeltall for banker, Netto tap på utlån og garantier. (1997K1-2007K3). {<http://statbank.ssb.no/statistikkbanken>}

Wooldridge, Jeffrey M. (2006): Introductory Econometrics, a Modern Approach. 3rd Edition, Thomson South-Western, 2006.

## **Vedlegg I Alternative kilder til tap**

---

### **De finansielle sektorbalansene (FINSE)**

”Dette er en årlig balanseoppstilling for Norge som viser de norske sektorenes fordringer og gjeld til hverandre og til utlandet etter finansobjekt” (*Statistisk sentralbyrå, 1999*).

Balanseoppstillingen omfatter kun finansielle beholdninger. Andre formuesobjekter, som realkapital, lagerbeholdning og immaterielle eiendeler, tas ikke med, da disse i stedet finnes i nasjonalregnskapet. Problemet med FINSE-tallene er at ikke alle underpostene til bokførte tap tas med, blant annet nedskrivninger for verdifall på grupper av lån. Dette er derfor ikke en fullgod størrrelse for mitt formål. Hensikten med databasen er å vise endringer i balanser mellom næringer og lage en oppsplitting av balanseendringene i kvartalet. En fordel med FINSE-tallene er at de er fordelt mellom husholdninger og foretak.

### **Næringsfordelte tap**

Disse tapstallene er fordelt på person- og næringsmarkedet. I tillegg er tapene spesifisert på de ulike næringene, men da kun for tap på individuelle lån. Nedskrivninger for verdifall på grupper av lån er ikke med, da disse ikke kan spesifiseres på næring, og filialer av utenlandske banker er heller ikke med. Det finnes tall tilbake til 1997, men tapene rapporteres kun på årsbasis, og derfor er heller ikke dette en velegnet kilde til mitt formål.

### **FINDATR**

Dette er en database som ikke oppdateres lenger, men hvor man finner årlig tap fra 1975 til 2001 fordelt på sparebanker, forretningsbanker og postbank/giro. Tallene er i tillegg fordelt mellom husholdninger og foretak.

### **Bankenes regnskaper**

Til sist har man også muligheten til å hente ut tapstall direkte fra bankenes kvartals- og årsregnskap, altså grunndata. Ulempen er at uthenting og behandling av data må gjøres manuelt, og dette vil være et meget tidkrevende arbeid dersom man ønsker å ha med tall for alle norske banker.

## **Vedlegg II Kildeliste til data**

---

Her følger en oversikt over hvor data til de ulike variablene er hentet fra og eventuelle korrigeringer som er foretatt. Alle tallene er nominelle så fremt ikke annet blir påpekt.

**Tap på utlån:** Tallene er hentet fra SSBs Statistikkbank og databasen ”Offentlig regnskapsrapportering for banker og finansieringsselskaper” (ORBOF) og er i millioner kroner. Tapsserien er konstruert på følgende måte:

1. Jeg tar utgangspunkt i SSBs kvartalstall for bokførte tap tilbake til 1. kvartal 1997. Data er hentet fra posten ”netto tap på utlån og garantier”, som er fra gruppen ”nøkkeltall for banker” fra Statistikkbanken. Alle banker plikter å rapportere disse tallene. Akkumulerte kvartalstallene splittes slik at vi får vanlige kvartalstall.

2. ORBOF-basen gir akkumulerte kvartalstall fra 1. kvartal 1992 til 4. kvartal 1996. Disse splittes og skjøtes på serien fra SSB uten å foreta korrigeringer, da dette er de samme data bare fra ulike databaser.

3. For å få tall fra 4. kvartal 1991 til og med 1. kvartal 1988 brukes igjen ORBOF-tapstall, men disse er i denne perioden på akkumulert tertialårform. Det vil si rapportert tre ganger i året på akkumulert form. De akkumulerte tallene splittes, deles deretter på fire for å få ”månedstall” og til slutt summeres tre og tre ”måneder” for å få kvartalstall.

**Problemlån:** Problemlån består av misligholdte lån og andre særlig tapsutsatte engasjementer, hvor seriene for husholdningers problemlån (KFPRBAH) og ikke-finansielle foretaks problemlån (KFPRBAE) er slått sammen. Data er hentet fra FPASHIST-basen til Norges Bank. Seriene er på kvartalsform og finnes fra og med 3. kvartal 1990 til i dag. Serien er forlenget bakover ved hjelp av totale misligholdte lån for perioden 1. kvartal 1988 til 2. kvartal 1990, hvor data er rapportert på tertialform. Tertialtallene er omgjort til kvartalstall, og problemlån er tilbakeført ved hjelp av den prosentvise endringen i misligholdte lån.

**Totale utlån:** Denne variabelen er summen av bankers totale utlån til foretak (KFLOBAE) og husholdninger (KFLOBAH) hentet fra FPASHIST-basen til Norges Bank. Tallene er på kvartalsform, og vi har observasjoner for hele estimeringsperioden.

**Boligpriser:** Dette er en serie med priser for alle typer boliger, slik som eneboliger, delte boliger og leiligheter. Tallene er i tusen kroner per kvadratmeter for en gjennomsnittsbolig på 100 kvadratmeter. Vi har snittet av daglige observasjoner, og kilden er boligstatistikken til

Norges Eiendomsmeglerforbund, Eiendomsmeglerforetakenes Forening og Econ Pöyry som baseres seg på tall fra Finn.no. Jeg har hentet serien fra FPASHIST-basen med navn PHN. Serien begynner 1. kvartal 1990 og er derfor forlenget bakover ved hjelp av PHNSW-serien, som også er hentet fra FPASHIST-basen. Dette er gjort ved å skjøte på endringsinformasjonen fra den sistnevnte serien på den første, men beholde nivået til den opprinnelige serien.

**Næringseiendomspriser fra OPAK:** Vi har en gjennomsnittsverdi i kroner per kvadratmeter for sentrale kontorbygg i Oslo-området som er i vanlig god stand og utleid til markedspris. Halvårlige tall er omgjort til kvartalstall ved å ta snittet av verdien før og etter. Kilden er ”Prisstigningsrapportene” fra OPAK (*OPAK, 2007a og 2007b*). Vi har tall for hele perioden.

**Arbeidsledighet:** Denne serien gir oss tall for andel ledige av arbeidsstyrken i Norge. Den er basert på antall personer som er registrert som arbeidsledige hos Arbeids- og velferdsetaten. Den er hentet fra FPASHIST-basen med navn URR. Siden serien er i prosentpoeng, vil jeg i modelleringen benytte nivået og ikke logaritmen til serien.

**Bruttonasjonalprodukt:** Serien for bruttonasjonalprodukt for Fastlands-Norge er i løpende priser i millioner kroner. Den er hentet fra FPASHIST-basen med navn YLMN. Ved å velge en serie for kun Fastlands-Norge, får jeg en bedre indikator for aktivitetsnivået innenlands ved at de store svingningene i produksjonen forårsaket av petroleumssektoren ikke tas med.

**Rente:** Dette er den reelle utlånsrente på banklån til publikum, og den er hentet fra FPASHIST med navn RRBL. Kvartalsdata er basert på et gjennomsnitt av daglige observasjoner. Vi har observasjoner for hele estimeringsperioden. Siden renta måles i prosentpoeng, har jeg valgt å ikke ta logaritmen av serien, men modellere med nivået.

**Konkurser:** Dette er en serie med antall åpne konkurser hentet fra SSB. Den bygger på tall fra Brønnøysundregisteret og baseres seg på summerte månedstall. Fra og med 1995 ble også personlige konkurser inkludert. Vi har observasjoner for hele estimeringsperioden. I FPASHIST-basen heter serien BRUP. I modelleringen er serien på logaritmisk form, men ikke justert for inflasjon.

**KPI:** Konsumprisindeksen er hentet fra FPASHIST-basen med serienavn PCPI, hvor basisåret er 1998. Vi har gjennomsnittet av daglige observasjoner for hele estimeringsperioden. Denne serien benyttes kun til å justere de nominelle tallene for inflasjon, slik at vi får reelle tall.

## Vedlegg III Deskriptiv statistikk og korrelasjonsmatriser

TABELL I – DESKRIPTIV STATISTIKK

Reelle tall	Antall obs	Minimum	Gjennomsnitt	Maksimum	Standard avvik
RLOSS (mill kr)	80	-1 023.3	1 228.5	10 087	1 772.7
RPROB (mill kr)	80	10 690	29 610	70 653	14 308
RLOAN (mill kr)	80	473 210	796 930	1 706 400	342 420
RPHN (tusen/m2)	80	5.87	11.33	21.13	4.17
ROPAK (tusen/m2)	80	12.44	15.88	29.05	3.40
RYLMN (mill kr)	80	180 920	246 440	379 130	52 476
URR (%)	80	1.63	3.64	5.83	1.10
RRBL ( % )	80	1.83	6.37	11.57	2.83
BRUP (antall)	80	583	986	1552	222
PCPI ( % )	80	0.75	0.995	1.21	0.13

TABELL II A – KORRELASJONSMATRISER

	rloss	rprob	rloan	Rphn	ropak	rlymn	URR	RRBL	brup
rloss	1,000	0,369	-0,493	-0,471	-0,327	-0,557	0,344	0,769	0,607
rprob	0,369	1,000	-0,565	-0,743	-0,749	-0,558	0,930	0,369	0,616
rloan	-0,493	-0,565	1,000	0,948	0,431	0,980	-0,598	-0,723	-0,380
rphn	-0,471	-0,743	0,948	1,000	0,540	0,922	-0,736	-0,664	-0,411
ropak	-0,327	-0,749	0,431	0,539	1,000	0,410	-0,701	0,211	-0,629
rlymn	-0,557	-0,558	0,980	0,922	0,410	1,000	-0,611	-0,780	-0,412
URR	0,344	0,930	-0,598	-0,736	-0,701	-0,611	1,000	0,377	0,557
RRBL	0,769	0,369	-0,723	-0,664	-0,211	-0,780	0,377	1,000	0,480
brup	0,607	0,616	-0,380	-0,411	-0,629	-0,412	0,557	0,480	1,000



TABELL II B – KORRELASJONSMATRISE

	d1rloss	d1rprob	d1rloan	d1rphn	d1ropak	d1rlymn	D1URR	D1RRBL	d1brup
d1rloss	1,000	-0,052	-0,062	-0,152	-0,083	0,321	-0,298	0,231	-0,055
d1rprob	-0,052	1,000	-0,162	-0,348	-0,225	-0,117	0,401	0,112	0,073
d1rloan	-0,062	-0,162	1,000	0,269	0,376	0,218	-0,344	0,248	-0,034
d1rphn	-0,152	-0,348	0,269	1,000	0,344	-0,183	-0,013	-0,074	-0,021
d1ropak	-0,083	-0,225	0,376	0,344	1,000	0,141	-0,184	0,114	-0,202
d1rlymn	0,321	-0,117	0,218	-0,183	0,141	1,000	-0,494	0,138	0,338
D1URR	-0,298	0,401	-0,344	-0,013	-0,184	-0,494	1,000	-0,011	-0,072
D1RRBL	0,231	0,112	0,248	-0,074	0,114	0,138	-0,011	1,000	0,007
d1brup	-0,055	0,073	-0,034	-0,021	-0,202	0,338	-0,072	0,007	1,000

## Vedlegg IV Utdypende resultater

A) BEREGNING AV MACKINNONNS KRITISKE VERDIER<sup>37</sup> FORMEL:  $C = \phi_{\infty} + \frac{\phi_1}{T} + \frac{\phi_2}{T^2}$

<b>Modell 1</b>	<b>10 %</b>	<b>5 %</b>	<b>1 %</b>	
óuendelig	-2,5671	-2,8621	-3,4336	konstant
ó1	-1,438	-2,738	-5,999	ingen trend
T	80	80	80	ant regressorer n = 1
ó2	-4,48	-8,36	-29,25	T = 80
T <sup>2</sup>	6400	6400	6400	
<b>C (x %)</b>	<b>-2,585775</b>	<b>-2,897631</b>	<b>-3,513158</b>	

<b>Modell 2</b>	<b>10 %</b>	<b>5 %</b>	<b>1 %</b>	
óuendelig	-3,1279	-3,4126	-3,9638	konstant
ó1	-0,181	-4,039	-8,353	trend
T	79	79	79	ant regressorer n = 1
ó2	-3,130191	-17,83	-47,44	T=80
T <sup>2</sup>	6400	6400	6400	
<b>C (x %)</b>	<b>-3,13068</b>	<b>-3,466513</b>	<b>-4,076947</b>	

<b>Modell 3</b>	<b>10 %</b>	<b>5 %</b>	<b>1 %</b>	
óuendelig	-3,8344	-4,1193	-4,6676	konstant
ó1	-9,188	-12,024	-18,492	trend
T	80	80	80	regressorer n = 3
ó2	-4,85	-13,13	-49,35	T = 80
T <sup>2</sup>	6400	6400	6400	
<b>C (x %)</b>	<b>-3,950008</b>	<b>-4,271652</b>	<b>-4,906461</b>	

<b>Modell A</b>	<b>10 %</b>	<b>5 %</b>	<b>1 %</b>	
óuendelig	-4,1474	-4,4294	-4,9695	konstant
ó1	-11,165	-14,501	-22,504	trend
T	80	80	80	regressorer n = 4
ó2	-9,88	-19,54	-50,22	T = 80
T <sup>2</sup>	6400	6400	6400	
<b>C (x %)</b>	<b>-4,288506</b>	<b>-4,613716</b>	<b>-5,258647</b>	

<b>Modell B</b>	<b>10 %</b>	<b>5 %</b>	<b>1 %</b>	
óuendelig	-3,8344	-4,1193	-4,6676	konstant
ó1	-9,188	-12,024	-18,492	trend
T	80	80	80	regressorer n = 4
ó2	-4,85	-13,13	-49,35	T=80
T <sup>2</sup>	6400	6400	6400	
<b>C (x %)</b>	<b>-3,950008</b>	<b>-4,271652</b>	<b>-4,906461</b>	

<sup>37</sup> Sesong- og dummyvariabler er ikke talt med i antall regressorer og i beregningen av kritiske verdier.

1) Testing for Grangerkausalitet

**EQ(25) Modelling d1rprob by OLS**

The dataset is: H:\Modellering\BASEN.xls  
 The estimation sample is: 1989(2) - 2007(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
d1rprob_1	0.0369659	0.1143	0.323	0.7474	0.0016
d1rprob_2	0.192513	0.1030	1.87	0.0660	0.0503
d1rprob_3	-0.128751	0.1022	-1.26	0.2122	0.0235
d1rprob_4	0.123029	0.09710	1.27	0.2096	0.0237
Constant	0.00171420	0.01190	0.144	0.8859	0.0003
d1logitrloss_1	0.767987	0.2832	2.71	0.0085	0.1003
d1logitrloss_2	0.779568	0.2980	2.62	0.0110	0.0940
d1logitrloss_3	1.21874	0.2927	4.16	0.0001	0.2081
d1logitrloss_4	0.865065	0.2897	2.99	0.0040	0.1190

sigma 0.102175      RSS 0.689022098  
 R<sup>2</sup> 0.316327      F(8,66) = 3.817 [0.001]\*\*  
 log-likelihood 69.4535      DW 1.85  
 no. of observations 75      no. of parameters 9  
 mean(d1rprob) -0.00451464      var(d1rprob) 0.0134376

AR 1-5 test:      F(5,61) = 4.0299 [0.0032]\*\*  
 ARCH 1-4 test:      F(4,58) = 5.0038 [0.0016]\*\*  
 Normality test:      Chi<sup>2</sup>(2) = 12.373 [0.0021]\*\*  
 Hetero test:      F(16,49) = 3.8259 [0.0001]\*\*  
 Hetero-X test:      F(44,21) = 8.0736 [0.0000]\*\*  
 RESET test:      F(1,65) = 13.284 [0.0005]\*\*

Test for excluding:  
 [0] = d1logitrloss\_1  
 [1] = d1logitrloss\_2  
 [2] = d1logitrloss\_3  
 [3] = d1logitrloss\_4

Subset F(4,66) = 4.9292 [0.0015]\*\*

**EQ(28) Modelling d1logitrloss by OLS**

The dataset is: H:\Modellering\BASEN.xls  
 The estimation sample is: 1989(2) - 2007(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
d1logitrloss_1	-0.369781	0.1205	-3.07	0.0031	0.1249
d1logitrloss_2	-0.337640	0.1267	-2.66	0.0097	0.0971
d1logitrloss_3	-0.205777	0.1245	-1.65	0.1031	0.0398
d1logitrloss_4	0.167216	0.1232	1.36	0.1794	0.0271
Constant	-0.00303600	0.005061	-0.600	0.5506	0.0054
d1rprob_1	0.00117795	0.04862	0.0242	0.9807	0.0000
d1rprob_2	0.0117284	0.04381	0.268	0.7897	0.0011

d1rprob_3	0.0104921	0.04347	0.241	0.8100	0.0009
d1rprob_4	-0.0187081	0.04130	-0.453	0.6521	0.0031
sigma	0.04346	RSS	0.124659152		
R^2	0.262877	F(8,66) =	2.942 [0.007]**		
log-likelihood	133.567	DW	1.98		
no. of observations	75	no. of parameters	9		
mean(Y)	-0.00121447	var(Y)	0.00225488		
AR 1-5 test:	F(5,61) =	0.37186	[0.8660]		
ARCH 1-4 test:	F(4,58) =	6.8520	[0.0001]**		
Normality test:	Chi^2(2) =	55.301	[0.0000]**		
Hetero test:	F(16,49) =	2.4117	[0.0094]**		
Hetero-X test:	F(44,21) =	6.5102	[0.0000]**		
RESET test:	F(1,65) =	24.288	[0.0000]**		
Test for excluding:					
[0] = d1rprob_1					
[1] = d1rprob_2					
[2] = d1rprob_3					
[3] = d1rprob_4					
Subset F(4,66)	= 0.075561	[0.9894]			

## 2) Testing av kontemporær kausalitet ved hjelp LR-testen for overidentifikasjon

<b>Eksakt identifisert strukturmodell:</b>					
<b>MOD( 9) Estimating the model by CFIML</b>					
<b>The estimation sample is: 1989(1) - 2007(4)</b>					
Equation for: Dlogitrloss					
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	
Dlogitrloss_1	-0.752450	0.4325	-1.74	0.0864	
Drprob_1	-0.0363381	0.09299	-0.391	0.6972	
Dlogitrloss_2	-0.609221	0.3095	-1.97	0.0531	
Drprob_2	-0.0433406	0.1611	-0.269	0.7887	
Dlogitrloss_3	-0.600262	0.6619	-0.907	0.3676	
Drprob	0.330988	0.7931	0.417	0.6777	
Dum1991Q4	0.212252	0.06211	3.42	0.0011	
Constant U	-0.00680945	0.005835	-1.17	0.2473	
sigma = 0.0493942					
Equation for: Drprob					
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	
Dlogitrloss_1	0.417252	0.3834	1.09	0.2803	
Drprob_1	0.110037	0.1092	1.01	0.3173	
Dlogitrloss_2	0.272581	0.3774	0.722	0.4726	
Drprob_2	0.208022	0.1063	1.96	0.0544	
Dlogitrloss_3	0.753503	0.3274	2.30	0.0244	
Dlogitrloss	-0.135226	0.5793	-0.233	0.8161	
Drprob_3	-0.0631912	0.1040	-0.608	0.5453	

Constant	U	-0.00267848	0.01281	-0.209	0.8350
----------	---	-------------	---------	--------	--------

sigma = 0.109256

log-likelihood 211.477853 -T/2log|Omega| 427.15651

no. of observations 76 no. of parameters 16

No restrictions imposed

BFGS using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

**MOD(11) Estimating the model by CFIML**

**The estimation sample is: 1989(1) - 2007(4)**

Equation for: Dlogitrlloss

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	
Dlogitrlloss_1	-0.580820	0.09793	-5.93	0.0000	
Drprob_1	-0.00336470	0.03673	-0.0916	0.9273	
Dlogitrlloss_2	-0.491534	0.09529	-5.16	0.0000	
Drprob_2	0.0209449	0.03596	0.582	0.5622	
Dlogitrlloss_3	-0.329051	0.09384	-3.51	0.0008	
Dum1991Q4	0.198764	0.03880	5.12	0.0000	
Constant	U	-0.00727611	0.004322	-1.68	0.0969

sigma = 0.0372427

Equation for: Drprob

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	
Dlogitrlloss_1	0.479674	0.2761	1.74	0.0869	
Drprob_1	0.107556	0.1077	0.999	0.3215	
Dlogitrlloss_2	0.332991	0.2756	1.21	0.2311	
Drprob_2	0.207080	0.1050	1.97	0.0526	
Dlogitrlloss_3	0.795908	0.2736	2.91	0.0049	
Drprob_3	-0.0611795	0.1014	-0.604	0.5481	
Constant	U	-0.00209328	0.01241	-0.169	0.8666

sigma = 0.107916

log-likelihood 211.274619 -T/2log|Omega| 426.953276

no. of observations 76 no. of parameters 14

LR test of over-identifying restrictions: Chi^2(2) = 0.40647 [0.8161]

BFGS using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

### C) STABILITETSTESTER DEN ENDELIGE ECM-MODELLEN

