

# EN STRESSINDEKS FOR DEN NORSKE BANKSEKTOREN

av

Hanna Winje

**Masteroppgave**

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

**Profesjonsstudium i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2013

UNIVERSITETET I BERGEN



## Forord

Arbeidet med den norske bankstressindeksen ble opprinnelig startet som en del av et studentengasjement i avdeling for finansiell stabilitet i Norges Bank. Jeg ønsker å takke Thea Birkeland Kloster for ideen til prosjektet og muligheten til å gjennomføre det. I tillegg skal hun ha en stor takk for viktig hjelp i den fasen av arbeidet som var knyttet til studentengasjementet. Dag Henning Jacobsen fortjener en takk for hjelp med modelleringen i denne første fasen.

De ønsket at jeg gjennom masteroppgaven skulle fortsette arbeidet med stressindeksen. Jeg har imidlertid ikke mottatt finansieringsbistand eller offisiell faglig bistand fra Norges Bank under arbeidet med masteroppgaven. Jeg har likevel fått tilgang til dataserier og statistisk programvare. I tillegg bør det rettes en takk til flere i Norges Bank som har vært behjelpelige med svar på spørsmål og som diskusjonspartnere, da i særdeleshet Aslak Bakke Kvinlog og Pål Winje.

Videre ønsker jeg å takke mine veiledere ved Universitet i Bergen: Arild Aakvik og Steinar Vagstad. De har bidratt med gode innspill og viktig hjelp, særlig i den siste fasen. Jeg takker Arild spesielt for bistand med analysekapitlet og Steinar for tilbakemelding på oppgaven som helhet.

Arbeidet med masteroppgaven har vært en svært nyttig erfaring. Dette har vært det klart mest lærerike året på studiet, både i forhold til ny kunnskap og i forhold til praktisk gjennomførelse av et prosjekt. Det har det vært gøy å kunne sette seg ordentlig inn i en problemstilling jeg synes er så spennende.

*Hanna Winje*

---

Hanna Winje, Bergen 02. juni 2013

# Sammendrag<sup>1</sup>

---

## En stressindeks for den norske banksektoren

av

**Hanna Winje, Profesjonsstudium i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, 2013

Veiledere: Arild Aakvik og Steinar Vagstad

---

Stress i banksektoren defineres som en forstyrrelse i bankenes normale virksomhet. Det vil for beslutningstakere være nyttig å ha et helhetlig inntrykk av hvor høyt stressnivået i de norske bankene er i en historisk kontekst. Det presenteres derfor i denne oppgaven en kvartalsvis stressindeks for den norske banksektoren over perioden tredje kvartal 1991 til andre kvartal 2012. Indeksen er konstruert som et gjennomsnitt av seks bankspesifikke variabler som representerer symptomer på stress i bankene. Den gir et relativt godt bilde av utviklingen i stressnivået i banksektoren over den gitte tidsperioden.

I tillegg til å være en nyttig samleindikator kan stressindeksen egne seg som avhengig variabel i analyser av utviklingen i banksektoren. Hanschel og Monnin (2005) ser på stress som et produkt av en sårbar banksektor og eksogene sjokk. Vi forsøker derfor å fremskrive stressindeksen ved bruk av makroøkonomiske sårbarhetsvariabler. Vi finner at en positiv kombinasjon av aktivagap kan predikere et løft i stressnivået for finanskrisen, både in-sample og out-of-sample. Prediksjonene er imidlertid usikre og sensitive overfor ulike spesifikasjoner av regresjonene.

---

<sup>1</sup> Av statistisk programvare brukes OxMetrics ved sesongjustering av serier, MatLab brukes ved sensitivetsanalyse av indeksen, EViews brukes ved beregning av HP-filter og STATA brukes ved regresjonsanalyse.

# Innholdsfortegnelse

Forord .....	ii
Sammendrag .....	iii
Innholdsfortegnelse .....	iv
Tabeller i oppgaven .....	vi
Figurer i oppgaven .....	vi
Innledning.....	1
Kapittel 1: Finansiell stabilitet .....	5
1.1 Finansielt stress og bankkriser .....	5
1.2 Utviklingen i den norske banksektoren etter 2. verdenskrig .....	7
1.3 Sårbarheter i banksektoren og makrotilsyn .....	11
Kapittel 2: Tidligere litteratur og empiri .....	15
2.1 Motivasjon: Hanschel og Monnin (2005) .....	16
2.2 Makroøkonomiske gap som sårbarheter for banksektoren .....	17
2.3 Andre stressindekser .....	19
2.4 Den opprinnelige norske bankstressindeksen.....	22
Kapittel 3: Stressvariabler .....	24
3.1 Aksjekursindeks for banksektoren .....	24
3.2 Egenkapitalandel .....	26
3.3 Problemlånsandeler for husholdninger og ikke-fin. foretak.....	27
3.4 Lønnsomhetsrate .....	29
3.5 Risikopåslag for bankobligasjoner .....	29
3.6 Andre stressvariabler.....	31
Kapittel 4: Stressindeksen for den norske banksektoren.....	34
4.1 Konstruksjon av indeksen .....	34
4.2 Utviklingen i indeksen (3. kv. 1991 – 2. kv. 2012).....	38
4.3 Krisenivå for indeksen .....	40
4.4 Den alternative stressindeksen (1. kv. 1988 – 2. kv. 2012).....	41
Kapittel 5: Makroøkonomiske gap .....	43
5.1 Gap-indikatorer .....	44
5.2 Aksjekursgap .....	46
5.3 Boligprisgap og prisgap for næringseiendom .....	47
5.4 Investeringsgap.....	49
5.5 Kredittgap.....	50
5.6 BNP-gap for Fastlands-Norge .....	52
5.7 Oljeprisgap .....	53
5.8 BNP-gap for handelspartnere og utenlandsk kredittgap.....	54
Kapittel 6: Sammenhengen mellom bankstressindeksen og de makroøkonomiske gapene ....	56
6.1 Korrelasjonsanalyse .....	58
6.2 Regresjonsanalyse .....	60
6.3 Sensitivitetsanalyse: Hvor robuste er resultatene? .....	65
6.4 utfordringer ved metoden .....	71
Oppsummering og avsluttende kommentarer .....	74
Referanser.....	78
Appendiks A: Ekstra figurer .....	81
A.1 Standardiserte stressvariabler .....	81
A.2 Makroøkonomiske variabler med trend .....	82
Appendiks B: Korrelasjonsplotter .....	83
Appendiks C: Metode.....	87

C.1 Test for svak avhengighet.....	87
C.2 Validitet av testobservatorer.....	91
C.3 Regresjoner med alle gap på nivåform.....	93
C.4 Alternative metoder for datareduksjon.....	94
Appendiks D: Dataappendiks.....	96
D.1 Stressvariabler.....	96
D.2 Makroøkonomiske variabler.....	97

## Tabeller i oppgaven

- Tabell 6.1 – Korrelasjonsanalyse av stressindeksen og de makroøkonomiske gapene
- Tabell 6.2 – Resultater fra regresjoner av den endelige stressindeksen
- Tabell 6.3 – Korrelasjonsmatrise for de makroøkonomiske gapene
- Tabell 6.4 – Resultater fra regresjoner av den alternative stressindeksen

## Figurer i oppgaven

- Figur 2.1 – Opprinnelig bankstressindeks, ny bankstressindeks og norsk FCI
- Figur 2.2 – Den opprinnelige stressindeksen for den norske banksektoren
  
- Figur 3.1 – Konstruert serie for aksjekursindeks for banksektoren og Oslo Børs All-Share Index
- Figur 3.2 – Transformert aksjekursindeks
- Figur 3.3 – Egenkapitalandel og kjernekapitaldekning
- Figur 3.4 – Transformert egenkapitalandel
- Figur 3.5 – Problemlånsandeler for husholdninger og ikke-finansielle foretak
- Figur 3.6 – Transformerte problemlånsandeler for husholdninger og ikke-finansielle foretak
- Figur 3.7 – Resultat før skatt og sum eiendeler
- Figur 3.8 – Lønnsomhetsrate
- Figur 3.9 – Risikopåslag for bankobligasjoner
- Figur 3.10 – Transformerte risikopåslag for bankobligasjoner
- Figur 3.11 – Interbankinnskudd
- Figur 3.12 – Endring i antall banker i Norge
  
- Figur 4.1 – Den endelige stressindeksen for den norske banksektoren
- Figur 4.2a – Sensitivitetsanalyse for vektingsmetoden i indeksen
- Figur 4.2b – Yttergrenser for utviklingen i stressindeksen
- Figur 4.3 – Standardiserte stressvariabler
- Figur 4.4 – Endelig og alternativ stressindeks
- Figur 4.5 – Alternativ indeks og indeks bestående kun av tre variabler
  
- Figur 5.1 – Aksjekursgapet
- Figur 5.2 – Boligprisgapet
- Figur 5.3 – Prisgapet for næringseiendom
- Figur 5.4 – Investeringsgapet for Fastlands-Norge
- Figur 5.5 – Kredittgapet for Fastlands-Norge
- Figur 5.6 – BNP-gapet for Fastlands-Norge
- Figur 5.7 – Oljeprisgapet
- Figur 5.8 – BNP-gapet for handelspartnere
- Figur 5.9 – Det utenlandske kredittgapet
  
- Figur 6.1a – Prediksjon av endelig stressindeks
- Figur 6.1b – Prediksjon av endelig stressindeks
- Figur 6.2 – Prediksjon av endelig stressindeks med eiendomsgap på nivåform
- Figur 6.3 – Prediksjon av endelig stressindeks med ulike lagstrukturer
- Figur 6.4 – Prediksjon av alternativ stressindeks
- Figur 6.5a – Konfidensintervall for in-sample prediksjon
- Figur 6.5b – Konfidensintervall for out-of-sample prediksjon

# Innledning

Bankenes sentrale rolle i økonomien kom tydelig frem under finanskrisen. Det som begynte som en bankkrise i USA har over tid utviklet seg til en krise som omfatter både banker og stater i Europa, med økonomisk tilbakegang og rekordhøy arbeidsledighet (Olsen, 2013). Over de siste tiårene, men spesielt etter finanskrisen, har oppmerksomheten blitt rettet mot hva som ligger bak slike kriser og hvordan de skal kunne forhindres. Fokuset har i noen grad blitt flyttet fra de enkelte institusjoner til banksektoren som helhet. Denne oppgaven søker å gi et bidrag i arbeidet med makrotilsyn av banksektoren.

Vi utvikler en indeks som måler stressnivået i den norske banksektoren. Stress i banksektoren defineres som en forstyrrelse i banksektorens normale virksomhet, som innebærer å formidle finansiering, utføre betalinger og omfordele risiko. Stress i bankene vil kunne variere i styrke, der svært høye nivåer av stress tilsvarer bankkriser. Hanschel og Monnin (2005) ser på stress i banksektoren som en kombinasjon av sårbarhet og sjokk. For eksempel vil en høy vekst i eiendomspriser og kreditt kunne utgjøre en sårbarhet som kan utløses av en renteøkning. Det kan påføre bankene økt stress, blant annet gjennom økte utlånstap til husholdninger og foretak. Nivået på stress vil bestemmes av hvor sårbar banksektoren er og størrelsen på eventuelle sjokk. Den konstruerte indeksen inngår i siste del av oppgaven i en analyse av makroøkonomiske sårbarhetsfaktorer for den norske banksektoren.

Opgaven tar utgangspunkt i Hanschel og Monnins (2005) arbeid med stressindeksen for den sveitsiske banksektoren. Dette arbeidet skiller seg fra annen tidligere litteratur der det er vanligere med stressindekser for finanssektoren som helhet, for eksempel Illing og Liu (2003) og Hakkio og Keeton (2009). I analysen av sammenhengen mellom makroøkonomiske sårbarheter og utviklingen i bankene bygger vi blant annet på Borio og Lowe (2002) og Riiser (2005) som undersøker om makroøkonomiske gap egner seg som tidligvarslingsindikatorer for bankkriser. Bankkrisene representeres da ved en binær kriseindikator. I vår analyse derimot, inngår den kontinuerlige stressindeksen som avhengig variabel.

## *En stressindeks for den norske banksektoren*

Ved for eksempel fall i økonomisk aktivitet eller likviditetsproblemer i utenlandske finansmarkeder, er det nyttig relativt raskt å kunne si noe om stressnivået i banksektoren i

forhold til erfaringer fra tidligere stressperioder. Bankenes problemer vil i slike perioder kunne komme til uttrykk på flere ulike måter. En indikator med flere variabler som gjenspeiler ulike aspekter ved bankenes eventuelle problemer over tid kan da bidra til å gi et helhetlig bilde av bankenes situasjon. En slik kontinuerlig indikator kan også gjenspeile ulike nivåer på stress i bankene, og derfor gi mer informasjon enn en binær kriseindikator som kun viser ekstremtilfellene.

Denne oppgaven presenterer en kvartalsvis stressindeks for den norske banksektoren over perioden tredje kvartal 1991 til andre kvartal 2012. Indeksen er satt sammen av seks bankspesifikke variabler. (1) En fallende aksjekursindeks for banksektoren vil fange opp usikre fremtidsutsikter for bankene. (2) En lavere egenkapitalandel i banksektoren kan gjenspeile at bankene påføres tap, noe som blant annet kan skyldes økte (3) problemlånsandeler til husholdninger og (4) foretak. Dette vil gjerne også komme til uttrykk i (5) banksektorens lønnsomhetsrate. Endelig vil det ofte bli vanskeligere for bankene å hente finansiering fordi investorer krever (6) høyere risikopåslag på bankobligasjoner for å kompenseres for økt risiko.

De enkelte variablene transformeres for bedre å fange opp utslag for økt stress. Videre standardiseres alle variablene ved å trekke fra seriens gjennomsnitt og dele på seriens standardavvik, slik at de kan inngå med samme enhet og nivå i indeksten. Indeksen konstrueres som et enkelt aritmetisk gjennomsnitt av de seks variablene. Variablene inngår slik at positive verdier indikerer økt stress. Til slutt standardiseres den endelige indeksten på samme måte som de enkelte variablene.

Vi finner at den sammensatte stressindeksen gir et relativt godt bilde av situasjonen i den norske banksektoren over den angitte tidsperioden. De tre største utslagene samsvarer med Norges Banks tidfesting av perioder med høyt finansielt stress. Det klart største utslaget kommer i forbindelse med bankkrisen på slutten av 80- og starten av 90-tallet, mens det nest største utslaget er under finanskrisen. At utslaget for bankkrisen er betydelig større enn utslaget for finanskrisen stemmer overens med oppfatningen av krisenes relative alvorlighet for de norske bankene. Det siste tydelige stressutslaget i indeksten er i 2002/2003 med en kortvarig lavkonjunktur i den norske økonomien. Dette tidsrommet karakteriserer Norges Bank ikke som en krise, men som en periode med finansiell utsatthet.



### *Makroøkonomiske sårbarheter for banksektoren*

I tillegg til at indeksen er nyttig som en samleindikator, kan den også brukes for videre analyser av utviklingen i bankene. Hanschel og Monnin (2005) argumenterer for at en kontinuerlig indikator er bedre egnet enn en binær indikator for analyser av bankene i utviklede land fordi bankkriser inntreffer sjelden. For å demonstrere hvordan stressindeksen kan brukes i slike analyser, forsøker vi i denne oppgaven å fremskrive stressindeksen.

Indeksen modelleres ved bruk av makroøkonomiske variabler som kan utgjøre sårbarheter for den norske banksektoren. Vi lar variablene inngå som gap fra trend, ettersom gap egner seg godt til å fange opp kumulative prosesser. Vi er interessert i om *oppbygging* av slike makroøkonomiske gap kan føre til en økning i stressnivået i bankene. Vi antar ingen kausale sammenhenger mellom de makroøkonomiske variablene og stressnivået i banksektoren. Det kan være andre underliggende faktorer, som for eksempel forventingsdannelse og insentiver, som forklarer både den makroøkonomiske utviklingen og utviklingen i bankene. Dette betyr likevel ikke at de makroøkonomiske variablene ikke kan signalisere uro i banksektoren. Dersom en kombinasjon av positive makroøkonomiske gap kan predikere et utslag av lignende størrelsesorden og til lignende tid som et utslag i den faktiske stressindeksen, gir dette støtte til at makroøkonomiske variabler kan være tidligvarslingsindikatorer for stress.

Riiser (2005) finner at aksjekursgap, boligprisgap, kredittgap og investeringsgap opptil seks år bakover i tid kan være nyttige i signalisering av norske bankkriser. I tillegg til disse fire gapene ser vi på et prisgap for næringseiendom, et oljeprisgap, et BNP-gap for Fastlands-Norge og to utenlandske gap for kreditt og BNP.

Vi bruker stressindeksen som venstresidevariabel i en regresjon på de makroøkonomiske gapene. De ni gapene kan ikke inngå med alle 24 (seks år av fire kvartaler) lag hver. Vi bruker derfor korrelasjonsanalyse til å kartlegge hvilke lag av de makroøkonomiske gapene som gir sterkest sammenheng med stressindeksen, for så å bruke disse lagstrukturene videre i analysen. De ikke-stasjonære gapene inngår på differanseform i regresjonsanalysen.

Analysen gir modeller som predikerer en økning i stressnivået for perioden vi ser på, både in-sample og out-of-sample. Aksjekurgapet, boligprisgapet og det utenlandske kredittgapet inngår signifikant i modellene, med ett lag hver. De to aktivagapene inngår med positive

fortegn. Det utenlandske kredittgapet inngår derimot med negativt fortegn, noe som ikke er i tråd med antagelsen om at det er oppbyggingen av gapet som fører til økt stress i banksektoren. Modellenes prediksjonsegenskaper er imidlertid ikke særlig sensitive for om det utenlandske kredittgapet inkluderes i modellen eller ikke.

I likhet med det vi fant i Winje (2012) er utslaget i de predikerte indeksene mindre enn utslaget i den faktiske stressindeksen, i tillegg til at det inntreffer noe forsinket. Ambisjonen med fremskrivingen er først og fremst å oppnå en prediksjon i riktig retning, ettersom modelleringen verken fanger opp hele sårbarhetsbildet banksektoren står overfor eller inkluderer en utløsende faktor for sårbarhetene. Borio og Lowe (2002) peker dessuten på at selv om det er mulig å avdekke variabler som sier noe om sannsynligheten for et stressutslag i banksektoren, er tidfestingen av slike utslag vanskelige å predikere.

Våre resultater gir altså noe støtte til at kombinasjoner av makroøkonomiske gap kan fungere som tidligvarslingsindikatorer for økt stress i banksektoren. I likhet med resultatene i Hanschel og Monnin (2005) er prediksjonene imidlertid både usikre og sensitive overfor ulike spesifikasjoner av regresjonen. Det er også flere fallgruver ved den økonometriske metoden. Estimaten vil ikke være konsistente, blant annet på grunn av endogenitet i forklaringsvariablene. Det kan ikke utelukkes – slik vi antyder på slutten av oppgaven – at andre metodiske tilnærminger som for eksempel «general to specific» analyse kan gi ytterligere innsikt i de sammenhengene vi søker å avdekke.

### *Oppgavens oppbygging*

Vi begynner i kapittel 1 med å presentere et rammeverk for oppgaven, der vi definerer sentrale begrep og gir en kort oversikt over utviklingen i den norske banksektoren de siste 40 årene. I kapittel 2 går vi inn på tidligere empiri både knyttet til andre stressindekser og til tidligere analyser av makroøkonomiske variabler som tidligvarslingsindikatorer. I de neste to kapitlene tar vi for oss stressindeksen for den norske banksektoren. De seks variablene som inngår i indeksen presenteres i kapittel 3, mens kapittel 4 gjennomgår konstruksjonen av indeksen. I de to siste kapitlene kommer vi inn på analysen av stressindeksen, med en mer intuitiv diskusjon rundt de makroøkonomiske gapene i kapittel 5 og den økonometriske analysen i kapittel 6.

# Kapittel 1: Finansiell stabilitet

## 1.1 Finansiell stress og bankkriser

«Finansiell stabilitet innebærer at det finansielle systemet er robust overfor forstyrrelser, slik at det er i stand til å formidle finansiering, utføre betalinger og omfordele risiko på en effektiv måte.» (Norges Bank, 2012). Robusthet i de finansielle markedene knyttes opp mot at de ulike institusjonene kan gjennomføre oppgavene sine. Bankene har en viktig rolle i kredittgivning og betalingsformidling. De skiller seg fra andre finansinstitusjoner ved at de finansieres med innskudd fra publikum. Bankene er derfor sentrale for finansiell stabilitet.

Hakkio og Keeton (2009) definerer finansiell stress som forstyrrelse i finansmarkedenes normale virksomhet, i tråd med Norges Banks definisjon. De trekker frem flere sentrale forhold ved finansiell stress. For det første oppstår økt usikkerhet om, og dermed økt variasjon i, fordringers fundamentale verdier. Fordringsprisene løsrives også mer fra de fundamentale verdiene. Videre er det vanlig med større grad av asymmetrisk informasjon, som resulterer i problemer med ugunstig utvalg og moralsk hazard. Uro i finansmarkedene kjennetegnes gjerne ved både «flight-to-quality» og «flight-to-liquidity». Flight-to-quality oppstår fordi aktørene blir mindre villige til å holde risikable fordringer; aktører har en tendens til å undervurdere risikoen i gode perioder, mens de ofte overvurderer risikoen i dårligere perioder. Flight-to-liquidity oppstår fordi aktørene lettere kan havne i situasjoner der de trenger likvide eiendeler. Illing og Liu (2003) viser til flere av de samme forholdene når de definerer finansiell stress som endrede forventninger og økt usikkerhet om tap i finansmarkeder og finansinstitusjoner.

Mens Hakkio og Keeton (2009) konsentrerer seg om symptomer på finansiell stress, ser både Illing og Liu (2003) og Hanschel og Monnin (2005) på finansiell stress som et produkt av sårbarhet og sjokk. Det betyr at en banksektor kan være sårbar uten at det nødvendigvis slår ut i finansiell stress, fordi den makroøkonomiske situasjonen er stabil. På den annen side kan en banksektor være relativt robust, men likevel oppleve stress hvis den blir utsatt for et kraftig sjokk. Desto mer sårbar banksektoren er, desto mer sannsynlig er det at et sjokk vil få alvorlige konsekvenser. Interaksjonen mellom styrken på sjokket og sårbarheten i banksektoren vil avgjøre stressnivået (Hanschel og Monnin, 2005). Sårbarheter for banksektoren kan både ligge internt i banksektoren, ved for eksempel lav soliditet, eller i

makroøkonomien, ved for eksempel høy boligprisvekst. I denne oppgaven bruker vi stressindeksen for banksektoren til å analysere den sistnevnte type sårbarhet. Vår analyse bør derfor ses i sammenheng med analyser av sårbarheter innad i banksektoren.

Det er også variasjon i hvordan bankkriser defineres. Claessens og Kose (2013) peker på at det er vanlig å velge en kvalitativ tilnærming ved definering og tidfesting av bankkriser. Ofte knyttes denne kvalitative vurderingen til om myndigheter må gripe inn med støttetiltak overfor banksektoren. Et slikt tiltak kan for eksempel være bytteordningen Norges Bank innførte i 2008 og 2009 for å sikre nok likviditet til de norske bankene.<sup>2</sup> Definisjoner av bankkriser kan også ta utgangspunkt i episoder der mange innskyltere trekker innskuddene sine ut av en bank til samme tid, såkalte bank-runs. Dette indikerer at publikums tillit til banksektoren er alvorlig svekket. Bank-runs er ofte selvforsterkende fordi uttak av innskudd gjør at bankens likviditetsproblemer forverres, som igjen fører til ytterligere uttak og så videre. Frykten for bank-runs var bakgrunnen for at bankene på Kypros holdt stengt under forhandlingene av redningspakken fra EU, ECB og IMF ved påsketider 2013. Andre alternativer ved kvalitative definisjoner av bankkriser er å ta utgangspunkt i episoder med fusjoner mellom banker, avviklinger av banker eller statlig overtakelse av banker.

Det finnes studier med en mer standardisert tilnærming til definering av bankkriser. Caprio og Klingebiel (1996) definerer en systemisk bankkrise som tilfeller der mye eller alt av bankenes kapital forsvinner. Demirgüç-Kunt og Detragiache (1998) definerer en bankkrise ved at en eller flere spesifikke forhold er oppfylt, blant annet omfanget på kostnaden ved inngripen fra myndighetene og raten av misligholdte lån mot ikke-misligholdte lån. Noen studier velger å definere kriser på bakgrunn av eksperters vurderinger. Både Hanschel og Monnin (2005) og Illing og Liu (2003) bruker spørreundersøkelser om perioder med kriser og finansielt stress. Hanschel og Monnin (2005) peker imidlertid på at eksperters vurderinger kan være svært varierende og at de derfor ikke kan forstås som det "sanne" bildet av situasjonen i banksektoren. Slike vurderinger kan likevel være nyttige for eksempel som en krysspeiler for resultater fra andre analytiske tilnærminger.

---

<sup>2</sup> Bytteordningen innebar at norske banker kunne bytte obligasjoner med fortrinnsrett (OMF'er) mot mer likvide statskassaveksler. Banksektoren ble derfor tilført mer likviditet i bytte mot svært sikre obligasjoner.

Et naturlig utgangspunkt for å vurdere om bankstressindeksen i denne oppgaven gir et rimelig bilde vil være en gjennomgang av utviklingen i den norske banksektoren for den relevante perioden. Gjennomgangen er basert på vurderinger av offentlige utredningsutvalg, som må kunne sies å være ekspertenes vurderinger.

## **1.2 Utviklingen i den norske banksektoren etter 2. verdenskrig**

### *1.2.1 Utviklingen frem mot bankkrisen<sup>3</sup>*

I perioden etter 2. verdenskrig var norske banker, bedrifter og husholdninger underlagt strengere kreditt- og valutapolitiske reguleringer enn hva som var vanlig i de fleste andre industriland. Både innskudds- og utlånsrenter var administrativt fastsatt på et lavt nivå. Låneopptak og plasseringer i utlandet var sterkt begrenset. Etterspørselen etter banklån var høyere enn myndighetene ønsket, slik at bankenes oppgave var å rasjonere utlånene. Banksektoren var så sterkt regulert at den i praksis hadde liten handlefrihet. Bankvirksomhet ble derfor ansett som en stabil og trygg aktivitet.

De strenge reguleringene ble imidlertid etter hvert satt under press og ble gradvis avvirket på slutten av 1970-tallet og begynnelsen av 1980-tallet. Dette førte til at konkurransen mellom bankene økte, og rentemarginen (differansen mellom utlåns- og innskuddsrenter) ble redusert. Samtidig ble valutareguleringen lempet på slik at bankene kunne skaffe finansiering i utlandet. Gjeld til utlandet som andel av bankenes passiva økte.

Når bankenes renter og finansieringskilder ble friere, måtte etter hvert bankenes utlånsreguleringer avvikles for å motvirke at en stadig større del av utlånsvirksomheten ble kanalisert utenom bankene. I kombinasjon med en oppdemmet kredittetterspørsel fra årene med strengere regulering, førte dette til at bankenes utlånsvolum ble mer enn firedoblet i årene fra 1984 til 1987. Lav finansiell sparing som følge av svært lave realrenter etter skatt førte til at kundeinnskudd ikke dekket utlånsveksten. Bankene ble derfor i større grad avhengig av annen finansiering, særlig i utlandet, i hovedsak med kort løpetid. Det gjorde bankene mer følsomme overfor utlandets vurdering av den norske banksektoren.

---

<sup>3</sup> Fremstillingen her bygger på NOU'en om bankkrisen fra 1992.

Veksten i norsk økonomi på midten av 80-tallet begynte som en mer tradisjonell konjunkturoppgang i forbindelse med den internasjonale oppgangskonjunkturen. Men gjennom dereguleringen av kredittmarkedet og boligmarkedet overtok innenlandsk etterspørsel som drivkraften bak veksten. Både boligprisveksten og kredittveksten var svært høy, også drevet av et skattesystem som favoriserte låneopptak for kjøp av bolig. Samtidig var det stor aktivitet i petroleumsnæringen som følge av høy oljepris. Norsk økonomi var inne i en kraftig høykonjunktur. Den ble så sterk at den kan karakteriseres som en boom. En innstramning i finanspolitikken i forbindelse med oljeprisfallet i 1985/1986 ga ringvirkninger for etterspørselen i den norske økonomien. Bankene mistet til samme tid mye av utenlandsfinansieringen. Skattesystemet ble endret og inflasjonen falt slik at realrentene etter skatt økte markert. Husholdningenes økonomi ble svekket og antall konkurser i norske bedrifter økte. Børsfallet i 1987 førte til at flere norske banker havnet i vanskeligheter og trengte hjelp fra myndighetene. Soliditeten i banksektoren ble svekket med høyere tapsavsetninger gjennom siste del av 80-tallet. I tillegg økte kravene til bankenes soliditet internasjonalt. Disse kravene til økt kapital for bankene ble innført også i Norge for at deres lånebetingelser i de internasjonale pengemarkedene ikke skulle forverres.

Selv om flere banker hadde hatt problemer på slutten av 80-tallet, var det først på begynnelsen av 1990-tallet at det utviklet seg til en generell bankkrise. Boligpriser hadde falt, arbeidsløsheten hadde økt og norsk økonomi hadde opplevd et tilbakeslag. Krisebankene ble før dette oppfattet og behandlet som enkelttilfeller. Etter dette havnet stadig flere mindre banker i vanskeligheter, samtidig som også større banker viste klarere faresignaler. Statens Banksikringsfond ble opprettet i 1991. Allerede senere samme år måtte fondet få påfyll av kapital. De tre store bankene hadde fått mye hjelp for å sikre at de oppfylte kapitalkravene ved utgangen av 1991. Til sammen mottok 22 banker kapitaltilførsler eller garanti fra statlige kilder under bankkrisen.

### *1.2.2 Utviklingen frem mot finanskrisen<sup>4</sup>*

I perioden mellom bankkrisen på begynnelsen av 1990-tallet og finanskrisen i 2008-2009 var situasjonen i den norske banksektoren samlet sett god, men det var likevel perioder med tilbakegang. Asia-krisen og Russland-krisen i 1997-98 førte til lavere vekst i norsk økonomi

---

<sup>4</sup> Fremstillingen her bygger på NOU'en om finanskrisen fra 2011.

som følge av uro i de internasjonale finansmarkedene, oppgang i norske renter og et betydelig fall i oljeprisen. Veksten i OECD-landene avtok etter den såkalte dotcom-boblen sprakk etter årtusenskiftet. Dette ble forsterket av aksjekursfallene som fulgte terrorangrepet på World Trade Center i 2001. Den norske økonomien opplevde en kortvarig lavkonjunktur i 2002-2003, blant annet som følge av dårligere konkurranseevne for norske bedrifter da den norske kronen styrket seg med en høy rentedifferanse overfor utlandet. Dette ga bankene økte tap på utlån knyttet til foretakssektoren. En del banker led også tap i forbindelse med Finance Credit saken.<sup>5</sup>

Fra 2003 og utover økte veksten i den norske økonomien igjen. Det må ses i sammenheng med god vekst i internasjonal økonomi, oppgang i oljeprisen og dermed forbedret bytteforhold for Norge. Bankenes resultater var gode. Samtidig opplevde man et fall i samlet sparing og en sterk vekst i boligpriser og gjeldsbelastning hos norske husholdninger. Norske banker ble mer avhengig av markedsfinansiering. Mer utenlandsk konkurranse i det norske kredittmarkedet førte til reduserte rentemarginer for bankene fra slutten av 1990-tallet. Bankenes resultater holdt seg likevel oppe takket være den sterke kredittveksten. Men bankenes egenkapital som andel av forvaltningskapitalen falt i denne perioden. Rundt årsskiftet 2007/2008 passerte den norske økonomien en konjunkturtopp, slik at veksten i norsk økonomi allerede var på vei ned da den internasjonale uroen tiltok høsten 2008.

Konkursen i den amerikanske investeringsbanken Lehman Brothers høsten 2008 førte til en alvorlig internasjonal tillitskrise. Usikkerhet rundt hvilke kredittinstitusjoner som satt med eksponering mot de amerikanske institusjonene omfattet av krisen resulterte i en veldig økning i risikopåslagene i pengemarkedene, både i USA og Europa. Dette smittet raskt over i norske pengemarkeder. Norske banker var 16. september ikke i stand til å fastsette renter på kortsiktige lån seg imellom eller til og fra internasjonale banker. Tiltak fra Norges Bank bidro til at situasjonen bedret seg mot slutten av dagen (Gjedrem, 2008). Finanskrisen i Norge var først og fremst en likviditetskrise, ved at norske banker fikk vansker med den kortsiktige markedsfinansieringen. Differansen mellom Norges Banks pengepolitiske styringsrente og pengemarkedsrentene økte betraktelig. Dette kunne svekke pengepolitikkenes evne til å

---

<sup>5</sup> Finance Credit saken var Norgeshistoriens største bedragerisak. Finance Credit-konsernet skal ha lånt mellom en og to milliarder av norske banker. Mesteparten av dette gikk tapt, noe som selvfølgelig førte til tap på utlån for de bankene som var eksponert i saken.

påvirke den realøkonomiske situasjonen. Finansdepartementet og Norges Bank iverksatte derfor tiltak for å bøte på dette, for å bedre tilgangen på likviditet og for å opprettholde utlånsvirksomheten i norske banker.

Den internasjonale finanskrisen utviklet seg ikke til en soliditetskrise i Norge. Tilbakeslaget i norsk økonomi ble begrenset av ekspansiv finans- og pengepolitikk og en eksportsektor som ikke ble hardt rammet fordi energi- og andre råvarepriser raskt kom opp igjen. Selv om bankenes utlånstap økte, var det fra lave nivåer og langt fra i samme omfang som under bankkrisen på begynnelsen av 1990-tallet. Bankenes resultater ble riktignok påvirket, men effekten var kortvarig. Norske banker hadde små tap på verdipapirer, både fordi de generelt eier lite verdipapirer<sup>6</sup> og lite av den type amerikanske verdipapirer som var spesielt utsatt. I tillegg hadde norske banker vært underlagt noe strengere regulering enn banker i andre land før finanskrisen, som følge av erfaringene fra bankkrisen.

### *1.2.3. Euro-krisen*

Den internasjonale finanskrisen har etter hvert utviklet seg til en statsgjeldskrise med senter i Europa (Olsen, 2013). Euro-krisen brøt ut i april/mai 2010 da Hellas trengte offisiell finansiell støtte for å kunne overholde sine gjeldsforpliktelser. Senere har Irland, Portugal og Kypros mottatt støtte. Slovenia kan stå for tur. I tillegg har større land som Spania og Italia vært rammet, og problemer også i Frankrike har fått økt oppmerksomhet. Dessuten har land utenfor euro-sonen mottatt krisehjelp, blant annet Island, Latvia og Ungarn.

Intensiteten i krisen har variert. Gjennom 2010 roet situasjonen seg noe etter hvert som tiltak fra de europeiske myndighetene gradvis kom på plass, men blusset opp igjen sommeren 2011 da dette ble ansett utilstrekkelig. Ved årsskiftet 2011/2012 var krisen igjen akutt. Renter på statsobligasjoner til de gjeldtyngende landene, spesielt Spania og Italia, steg markert. I tillegg var det stor usikkerhet om euro-samarbeidet kom til å overleve de store påkjenningene. Dette påvirket den norske banksektoren ved at finansiering ble dyrere og noe mindre tilgjengelig. Den europeiske sentralbanken (ECB) svarte ved å tilføre de europeiske bankene store mengder langsiktig finansiering. I tillegg erklærte ECB sommeren 2012 at den vil

---

<sup>6</sup> Vi sikter her til omsettelige markedsbaserte verdipapirer, som for eksempel aksjer og obligasjoner. Norske banker eier generelt lite av denne type verdipapirer ettersom det norske verdipapirmarkedet er lite utviklet.



gjennomføre ubegrensede kjøp av et lands statspapirer så lenge landet oppfyller lånebetingelsene i Det europeiske stabilitetsfondet. Dette styrket tilliten til at euro-samarbeidet ikke ville bryte sammen og bedret forholdene i de europeiske finansmarkedene betraktelig. Usikkerheten knyttet til redningspakken til Kypros våren 2013 førte bare midlertidig til økt uro i finansmarkedene.

Bedringen i finansmarkedene har ennå ikke lettet mye på situasjonen i realøkonomien. Den økonomiske oppgangen uteblir og utfordringene med statsfinansene varer ved. Arbeidsløsheten har blitt rekordhøy, og sosiale og politiske spenninger tiltar. Det er mulig veksten ikke tar seg ordentlig opp igjen før vi går inn i neste tiår (Olsen, 2013).

Selv om aktiviteten i norsk økonomi er god, kan situasjonen ellers i Europa utgjøre en sårbarhet for banksektoren i Norge. Norske eksportbedrifter utenom petroleumssektoren og tilstøtende næringer møter lav etterspørsel, samtidig som konkurranseevnen er svekket som følge av relativt høye lønnskostnader og høy kronekurs. Banker med engasjementer mot denne delen av eksportindustrien kan dermed gå på tap. I tillegg øker bankene utlånsrentene for å tilpasse seg nye kapitalkrav. Husholdninger med høy gjeldsbelastning og små marginer vil da kunne få problemer med å betjene gjelden sin når styringsrenten også skal opp på sikt. Gjennom flere år med høy kreditt- og boligprisvekst kan bankene være utsatt for sårbarheter som kan utløses dersom den realøkonomiske utviklingen blir svakere enn tidligere forventet. Makrotilsyn av banksektoren, og sårbarhetene den er utsatt for, blir derfor viktig i tiden fremover.

### **1.3 Sårbarheter i banksektoren og makrotilsyn**

I hovedsak består bankenes oppgaver i betalingsformidling og kredittformidling. Kredittformidlingen omfatter overføring av penger fra sparere til låntakere og distribusjon av risiko. Banksektoren er sårbar mot kriser særlig fordi løpetidtransformasjonen ved kredittformidlingen påfører dem risiko: kortsiktige og likvide innskudd omgjøres til langsiktige og illikvide utlån. Kombinasjonen av denne asymmetrien og usikkerhet om verdien på utlånene innebærer et koordinasjonsproblem som gjør bankene utsatt for bank-runs. En sentralbank som «lender of last resort» (LLR) og lovpålagte innskuddsgarantier utgjør et sikkerhetsnett som reduserer insentiver til å trekke ut innskudd av bankene når uro

oppstår. Uten dette ville det blitt produsert mindre banktjenester i forhold til hva som er samfunnsøkonomisk ønskelig.

På den annen side får bankene insentiver til å produsere for mye banktjenester og ta høyere risiko enn hva samfunnet er tjent med når de ikke bærer de risikjusterte kostandene ved ordningene med LLR og innskuddsgarantier. Både banken og dens kreditorer er klar over dette, noe som påvirker deres risikovurdering. Dette blir en form for subsidiering av bankene fordi de vil holde mindre egenkapital og likevel får billigere fremmedkapital enn de ellers ville gjort uten disse ordningene. Det er dyrere for bankene å finansiere utlån med egenkapital enn med gjeld fordi avkastningskravet til egenkapitalen reflekterer at den er mest utsatt ved tap. Lav egenkapitalandel reduserer dessuten nedsiderisikoen for bankenes eiere. Dette gir insentiver til høy belåningsgrad og økt risikotaking. I tillegg vil det være svært kostbart for samfunnet om en systemviktig<sup>7</sup> bank går overende. Myndighetene vil derfor ha insentiver til å gripe inn for å forhindre at det skjer. Bankenes innskytere er for små, for mange og for dårlig informert til å prise innskuddene i forhold til den risikoen bankene tar og ellers kontrollere hva bankene driver med. Innskyterne mangler i tillegg insentiv til å gjøre dette på grunn av ordningene med LLR og innskudds garantier. For å motvirke de uheldige insentivvirkningene av disse ordningene for bankenes risikotaking har myndighetene etablert omfattende regler for bankenes soliditet og likviditet, samt begrensninger for hva slags virksomhet bankene kan drive. Det er også offentlige myndigheter som kontrollerer at reglene overholdes og ellers fører tett tilsyn med bankene.

Et annet forhold som også skiller banksektoren fra andre sektorer er den høye graden av eksponering mellom banker. At problemer i en bank gjerne smitter over i andre banker er en kilde til systemrisiko. Gjennom likviditetsdistribusjon i interbankmarkedet kan tap i en bank direkte påføre en annen bank tap, ved at den ikke klarer å gjøre opp for seg. Smitteeffekter kan også skje mer indirekte. Hvis en bank som opplever mangel på likviditet må «tvangsselge» eiendeler, kan markedsprisen på disse eiendelene falle. Det vil påvirke verdiene i en annen bank som sitter med samme type eiendeler. I tillegg kan smitteeffektene påvirke

---

<sup>7</sup> En bank der deler av bankens drift ikke kan tillates å stanse opp av hensyn til finansiell stabilitet er en systemviktig bank (Norges Bank, 2010). Et godt eksempel er DNB i den norske banksektoren. DNB står per 30. september 2012 for 32 og 33,6 prosent av brutto utlån til henholdsvis personmarkedet og næringsmarkedet (Norges Bank, 2012)

bankenes finansiering ved at banker i stressperioder strammer inn på utlån i interbankmarkedet. Dette var en sentral effekt i den norske banksektoren under finanskrisen.

Smitteeffektene mellom bankene utgjør eksternaliteter bankene ikke tar tilstrekkelig hensyn til i sin soliditets- og likviditetsstyring. Den samlede risikoen i banksektoren kan dermed ende opp med å være større enn summen av risikoen i hver enkelt bank. I tillegg til mikroregulering av de enkelte institusjonene er dette derfor en viktig grunn til å ha et makroøkonomisk perspektiv ved reguleringen av banksektoren. En annen viktig grunn er at bankvirksomheten er medsyklisk. Tilgangen på egenkapital og likviditet er god i oppgangstider, mens det motsatte gjelder i nedgangstider. Bankenes forventninger til fremtiden og risikovurderinger synes å følge samme mønster. Dermed vokser bankenes utlån for mye i oppgangstider, mens utlånene begrenses for mye i nedgangstider. Situasjonen i europeisk bankvesen før og etter finanskrisen illustrerer dette poenget.

Makrotilsyn er ment til å identifisere, overvåke og redusere systemrisiko i det finansielle systemet (Arbeidsgruppen om makroovervåking, 2012). Systemrisiko defineres ut ifra en tidsdimensjon og en tverrsnittsdimensjon. Tidsdimensjonen henviser til at risikoen øker når ubalansene tillates å bygge seg opp over tid. Dette kan forsterkes i tverrsnittsdimensjonen ved at bankene bygger opp like eksponeringer og ved at fordringene mellom dem øker i volum. Dette vil gi mer smittevirkninger, noe som øker risikoen for mer alvorlige og omfattende kriser. Makroregulering skal forhindre oppbyggingen av ubalanser gjennom overvåking av typiske sårbarhetsfaktorer. Det er derfor viktig å identifisere variabler som har vist seg sentrale i tidligere periode med finansielt stress. Dette gjøres gjerne i tidligvarslingsmodeller (early warning models). Opprinnelig baserte slike modeller seg på identifikasjon av enkelte sårbarhetsvariabler, mens de senere har bygget på kombinasjoner av ulike sårbarhetsvariabler. Et stort antall variabler er inkludert i slike modeller. Hva som viser seg å være viktige variabler varierer, men rask vekst i kreditt og fordringspriser, særlig boligpriser, har vist seg som robuste indikatorer på tvers av studier (Claessens og Kose, 2013).

Til tross for at ulike ubalanser som ofte gir utslag i finansielt stress kan identifiseres, har flere studier pekt på vanskeligheter med å forutsi når en krise inntreffer. Sårbarhetene eller ubalansene vil si noe om sannsynligheten for en krise. Men hvis finansielt stress ses på som et produkt av sårbarhet og sjokk vil ikke sårbarheten nødvendigvis resultere i stress uten en

utløsende faktor. Tidligvarsling er derfor ingen eksakt vitenskap. Det finnes ingen definitive kvantitative sammenhenger mellom sårbarhetsvariabler og kriser. Ettersom formen kriser tar vil kunne variere over tid, kan tidligvarslingssystemer dessuten utdateres eller miste relevans (Claessens og Kose, 2013). Strukturen i det finansielle systemet varierer også mellom land. Det innebærer kanskje at regulering bør bygges på et litt bredere prinsipp om å øke robustheten i det finansielle systemet. Avveiningen må gå på kostnadene av tiltakene for å motvirke oppbyggingen av ubalansene mot den eventuelle risikoen for, og kostnadene ved, at sårbarhetene utløses og skaper en krise. I forkant av kriser har det vært en tilbøyelighet til å bortforklare sterk vekst i sårbarhetsvariabler med strukturelle endringer som kan forsvare høyere fundamentale verdier. Claessens og Kose (2013) peker derfor på at fremtidige analyser burde rettes mot å eliminere det de henviser til som «this-time-is-different»-syndromet.

## Kapittel 2: Tidligere litteratur og empiri

Interessen for indikatorer som kan forutsi bankkriser har økt mye i løpet av det siste tiåret, spesielt siden finanskrisen brøt ut i 2007/2008. Historien har vist at det finansielle systemet kjennetegnes av oppbygging av ubalanser i gode tider som kan utløse kriser i banksektoren i nedgangstider. Hvis faktorene som ligger bak slike ubalanser kan avdekkes, kan tiltak settes i verk for å forebygge dem.

Flere fremgangsmåter er forsøkt for å avdekke variabler som representerer de underliggende faktorene bak slike ubalanser. Borio og Lowe (2002), Borio og Drehmann (2009) og Riiser (2005) undersøker om makroøkonomiske gap, som oftest beregnet som et avvik fra en Hodrick-Prescott trend, kan fungere som tidligvarslingsindikatorer (early warning indicators) for bankkriser. De finner ulike kritiske nivåer for gapene som skal kunne gi signal om bankkrise. I stedet for makroøkonomiske gap antar Kragh-Sørensen (2011) at det ikke er selve størrelsen på gapet, men hastigheten det bygges opp med, som er av betydning for sårbarheten i banksektoren. Kragh-Sørensen (2011) finner at bankkriser i industrielle land gjerne oppstår tre år etter det han betegner som «brutte fartsgrenser» for endring i privat og offentlig gjeld. I alle disse arbeidene brukes binære krise/ikke-krise indikatorer som venstresidevariabel.

Hanschel og Monnin (2005) og Illing og Liu (2003) hevder at binære kriseindikatorer ikke egner seg så godt for industrielle land på grunn av den lave frekvensen av bankkriser. Derfor konstruerer de først en kontinuerlig stressindeks, som så kan predikeres av sårbarhetsvariabler. Indeksene inneholder flere ulike variabler fordi bankkriser og finansielt stress er sammensatte fenomener som neppe vil fanges opp av enkeltvariabler alene. Indeksene er ment å gi øyeblikksbilder av situasjonen i banksektoren eller det finansielle systemet. Det er denne typen stressindeks som presenteres i denne oppgaven. Andre stressindekser og indekser for finansielle forhold (financial conditions indexes) er mer ment å fungere som ledende variabler for realøkonomien. Eksempler på slike indekser presenteres i Hakkio og Keeton (2009) og Vonen (2011).

I det følgende vises det til tidligere studier som belyser relevante aspekter for denne oppgaven. Først presenteres studien som motiverte prosjektet om bankstressindeksen. Deretter behandles studier som ser på makroøkonomiske gap som sårbarhetsvariabler. Videre diskuteres noen få av flere andre stressindekser, samt en financial conditions indeks for

Norge. Til slutt oppsummeres det tidligere arbeidet som er gjort med den norske bankstressindeksen.

## **2.1 Motivasjon: Hanschel og Monnin (2005)**

Motivasjonen for å utvikle en stressindeks for den norske banksektoren kommer fra Hanschel og Monnin (2005). Dette arbeidet var det første til å utvikle en kontinuerlig stressindeks bare for banksektoren.<sup>8</sup> Stressindeksen beregnes på årlig basis over perioden 1987 til 2002. Den består av åtte variabler som skal representere krisesyntomer i banksektoren: (1) en aksjekursindeks for banksektoren, (2) rentedifferanser for bankobligasjoner, (3) interbankinnskudd, (4) en lønnsomhetsrate, (5) en soliditetsvariabel, (6) en tapsavsetningsrate, (7) antall bankfilialer og (8) en variabel som skal fange opp myndighetenes vurdering av situasjonen i banksektoren. Hver variabel standardiseres slik at verdiene kan tolkes som antall standardavvik fra seriens gjennomsnitt. Videre konstrueres den samlede indeksen ved å ta et aritmetisk gjennomsnitt av de åtte variablene. Dermed skal indeksen gi et helhetlig bilde av situasjonen i banksektoren. Hanschel og Monnin (2005) finner at et slikt gjennomsnitt bedre fanger opp finansielt stress i perioden enn hva enkeltvariabler alene, eller ulike andre kombinasjoner av dem, gjør.

Indeksen deres kan brukes til å avdekke sårbarhetsfaktorer for banksektoren på makronivå, fordi den representerer situasjonen i banksektoren som helhet. Arbeidet gir derfor et bidrag til litteraturen på tidligvarslingsmodeller (early warning models) for systemiske bankkriser. De undersøker om makroøkonomiske gap kan brukes til å forutsi utviklingen i stressindeksen for banksektoren fremover i tid. Stressindeksen inngår da som venstreside-variabel med de makroøkonomiske gapene, beregnet som avvik fra en Hodrick-Prescott (HP) trend, som høyresidevariabler i en lineær regresjon.

Den endelige modellen til Hanschel og Monnin (2005) inneholder seks makroøkonomiske gap. Gapene inngår med ulike lag på opptil fire år: et BNP-gap for Sveits med ett års lag, et BNP-gap for Europa med tre års lag, et aksjekursgap med fire års lag, et boligprisgap med tre års lag, ett kredittgap med to års lag og til slutt et ikke-lagget investeringsgap. BNP-gapene

---

<sup>8</sup> Hanschel og Monnin (2005): "To our knowledge, it is the first time that a stress index focusing exclusively on the banking sector has been developed."

inngår med negativt fortegn. Dette skyldes at en negativ utvikling i realøkonomien antas å føre til press på banksektoren. De fire andre makrovariabelene inngår med positivt fortegn. En oppbygging av disse gapene utgjør da en sårbarhet for banksektoren.

Hanschel og Monnin (2005) finner at makroøkonomiske ubalanser er av betydning for utviklingen i den sveitsiske banksektoren. De estimerer i tillegg modellen med makrovariablene på nivåform og endringsform, uten at de oppnår samme forklaringskraft. De konkluderer derfor med at gap fra trend er nyttig for å avdekke tidlige signaler om stress. Videre gjennomføres både in-sample og out-of-sample fremskrivninger. Ved in-sample fremskriving forutsier modellen riktig retning for stressindeksen i alle periodene, mens ved out-of-sample fremskriving forutsier modellen bare gal retning på indeksen i et år.

Den største svakheten ved den sveitsiske bankstressindeksen er at den er på årlige data over en relativ kort periode. Hanchel og Monnin (2005) argumenterer likevel for at en stressindeks med årlig frekvens kan fange opp viktige stressperioder ettersom bankkriser i gjennomsnitt varer mellom to og et halvt til fire år. Uansett er ikke fremskrivningsresultatene spesielt robuste. Det kan skyldes det lave antallet observasjoner. Det kan også skyldes at det er knyttet usikkerhet til både den avhengige variabelen og til sammenhengen mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene. Selv nevner Hanchel og Monnin (2005) i tillegg at vektingsmetode, standardiseringsmetode og variabelvalg er områder der forbedringer ved indeksen er mulige.

## **2.2 Makroøkonomiske gap som sårbarheter for banksektoren**

I likhet med Hanchel og Monnin (2005) undersøker Borio og Lowe (2002), Borio og Drehmann (2009), og Riiser (2005, 2008, 2012) tidligvarslingsindikatorer for bankkriser. Borio og Lowe (2002) ser på tre potensielle sårbarhetsfaktorer: aksjekurser, kredittrente og valutakurser. Boligpriser inngår ikke i analysen på grunn av begrensninger ved lengden på seriene. Hypotesen er at når en eller flere av disse variablene når et visst kritisk nivå over egen trend, vil det bety at en bankkrise vil kunne oppstå i nær fremtid. Disse nivåene

bestemmes ved minimering av en noise-to-signal ratio<sup>9</sup>, der det legges noe mer vekt på minimering av type 1 feil.<sup>10</sup> Basert på årlige data for et utvalg på 34 land over perioden 1960 til 1999, finner de best resultater for en kombinasjon av aksjekursgapet og kredittgapet. Disse gapene predikerer 63 prosent av krisene og har en svært lav noise-to-signal ratio. Borio og Lowe (2002) ser imidlertid ikke på modellens evne til å forutsi kriser utover modellens beregningsperiode.

I Borio og Drehmann (2009) gjennomføres analysen fra Borio og Lowe (2002) på oppdaterte data. I tillegg til å se på hvordan de makroøkonomiske gapene gjør det i et historisk perspektiv, ses det også på gapenes egenskaper i out-of-sample prediksjon. Med lengre dataserier er dessuten boligpriser nå inkludert i analysen. De finner at kredittgapet, aksjekursgapet og boligprisgapet sammen predikerer finanskrisen out-of-sample.

Magdalena D. Riiser i Norges Bank har over flere år jobbet med sårbarhetsindikatorer for den norske banksektoren. Hennes analyser bygger på Borio og Lowe (2002), men hun har årlige serier helt tilbake til 1819. Hun ser samtidig på lengre horisonter i forkant av bankkrisene: der Borio og Lowe (2002) kun så på tre år, ser hun på opptil seks år. Riiser (2005) finner at gapindikatorer for realaksjekurser, realboligpriser, og investeringer og kreditt i prosent av BNP er nyttige ved prediksjon av tidligere bankkriser i Norge.<sup>11</sup> Minst to av disse gapene bygges gradvis opp mellom ett og seks år før bankkrisene. Riiser (2008) viser til at det norske finansielle systemet var sårbart da finanskrisen brøt ut. Alle de fire gapindikatorerne hadde høye verdier før 2007. Både boligprisgapet og kredittgapet hadde overgått de beregnede kritiske verdiene, mens investeringsgapet nærmet seg sin kritiske verdi (de historiske seriene for aksjekursgapet er for korte til å fastsette en kritisk verdi). Riiser (2012) viser at disse resultatene står seg ved tilsvarende analyser på kvartalstall.

---

<sup>9</sup> Noise-to-signal ratio (NSR) er et forholdstall mellom type 1 feil (å ikke signalisere en bankkrise når det er en bankkrise) og type 2 feil (å signalisere at det er en bankkrise når det ikke er en bankkrise). Mer presist beregnes NSR som type 2 feil delt på én minus type 1 feil.

<sup>10</sup> Borio og Lowe (2002) godtar i større grad falske positiv (type 2) enn falske negativ (type 1), fordi det å ikke fange opp en faktisk bankkrise som oftest vil få større konsekvenser enn å feilaktig iverksette tiltak når det ikke oppstår en krise.

<sup>11</sup> Disse fire gapindikatorerne inngår også i analysen av den norske bankstressindeksen i denne oppgaven.



## 2.3 Andre stressindekser

Stressindekser som omfatter hele det finansielle systemet er vanligere enn indekser som bare omfatter banksektoren. Eksempler på slike finansielle stressindekser er Hakkio og Keetons (2009) stressindeks for USA, det internasjonale valutafondets (IMF) globale stressindeks (2008) og Illing og Lius (2003) stressindeks for Canada. Vonens (2011) financial conditions index (FCI) for Norge fokuserer også på finanssektoren som helhet. Fremgangsmåten i konstruksjonen av disse indeksene vil kunne gi nyttig informasjon, selv om variabelsettet ikke nødvendigvis vil være sammenlignbart.

### 2.3.1 Finansielle stressindekser for andre land

Hakkio og Keeton (2009) presenterer en stressindeks for den amerikanske finanssektoren: the Kansas City Financial Stress Index (KCFSI). Formålet var å bidra med informasjon som kunne være til hjelp i de pengepolitiske og finansielle beslutningsprosessene som fulgte av finanskrisen. Et enkelt helhetlig mål på finansielt stress kan da være en fordel for beslutningstakere. KCFSI bygger på elleve variabler som reflekterer priser og renter i kapitalmarkeder. Variablene standardiseres, på samme måte som i den norske bankstressindeksen, ved å trekke fra gjennomsnittet og dele på standardavviket. De bruker imidlertid en annen fremgangsmåte ved komponeringen av indeksen. De argumenterer for at finansielt stress ligger bak mye av samvariasjonen i de ulike variablene. De bruker derfor prinsippal komponent metoden<sup>12</sup> for å konstruere KCFSI'en. Resultatet er en månedlig indeks for perioden februar 1990 til mars 2009 som forklarer 61,4 prosent av den samlede variasjonen i de elleve inkluderte variablene. Stressindeksen gir en god representasjon av utviklingen i det finansielle stressnivået. Det er både få feilaktige utslag (type 2 feil) og få eller ingen feilaktige mangler på utslag (type 1 feil).

Ettersom finansielle variabler blir raskt og hyppig publisert egner de seg godt som ledende variabler. Hakkio og Keeton (2009) undersøker derfor indeksens egenskaper som ledende variabel for vekst i realøkonomien, representert ved Chicago Feds' National Activity Index (CFNAI). Resultatene av den enkle regresjonen viser at økninger i stressindeksen har en tendens til å lede til fall i realøkonomisk vekst. Hakkio og Keeton (2009) konkluderer med at

---

<sup>12</sup> Prinsippal komponent analyse er en statistisk teknikk for å trekke ut samvariasjon mellom korrelerte variabler og presentere denne samvariasjonen i form av ukorrelerte variabler. Se appendiks C for en grundigere forklaring.

høyt stress i det finansielle systemet kan føre til en lavkonjunktur i kombinasjon med negative sjokk, selv om det alene ikke er høyt nok til å forårsake en resesjon.

IMF (2008) introduserer en kvartalsvis stressindeks fra 1980 for 17 utviklede land, deriblant Norge. Indeksen består av syv variabler hentet fra banksektoren, det finansielle derivatmarkedet og valutamarkedet. Variabelsettet begrenses av at det er en global indeks og at seriene derfor må være tilgjengelig for alle de 17 landene. Også denne indeksen konstrueres ved at variablene standardiseres før det tas et enkelt gjennomsnitt.

Illing og Liu (2003) beregner en daglig finansiell stressindeks for Canada. I likhet med bankstressindeksen for Norge og Sveits, skal denne indeksen måle nåstress. Indeksen består av variabler fra aksjemarkedet, obligasjonsmarkedet, valutamarkedet og banksektoren. For banksektoren brukes en variabel som måler volatilitet i avkastningen i banksektoren relativt til avkastningen i aksjemarkedet som helhet. Denne brukes også som en variabel for banksektoren i IMF's (2008) stressindeks.

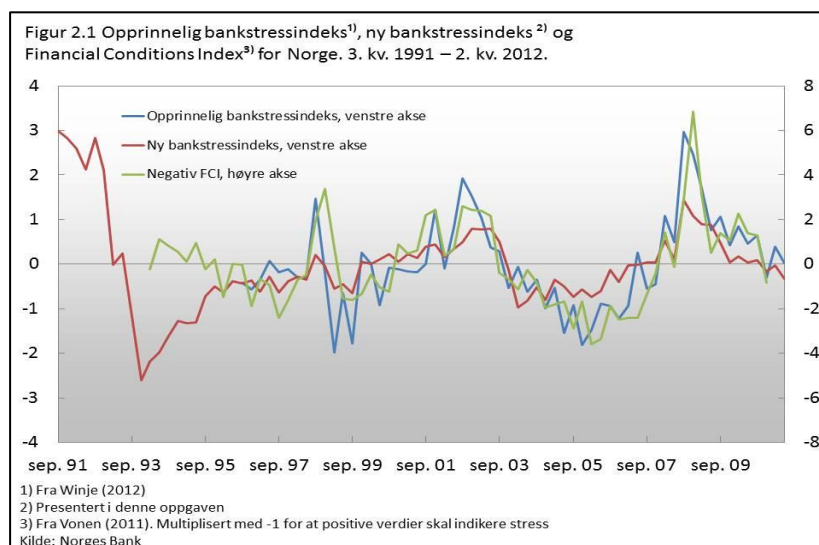
Flere metoder testes for sammenvektingen av variablene, deriblant faktoranalyse, kredittbasert vektning og «variance-equal» vektningmetode. Indeksen beregnet med kredittbaserte vekter, der de ulike kategoriene av variabler får tildelt vekt ut i fra hvor stor andel av den samlede kreditten i økonomien de står for, gir best resultater ut i fra type 1- og type 2-feil. Stressutslagene sammenlignes her med stressperioder definert i en spørreundersøkelse besvart av utvalgte økonomer om utviklingen i stressnivået i det canadiske finansielle systemet over perioden. Illing og Liu (2003) gjennomfører ingen analyser på den canadiske stressindeksen. De nevner likevel at en slik kontinuerlig stressindeks kan være nyttig i utviklingen av modeller for tidligvarslingsindikatorer. De foreslår en modell der FSI'en estimeres med utgangspunkt i forskjellige laggede variabler som kan ha ledende informasjon om stress og kriser. Det er fremgangsmåten som brukes i denne oppgaven.

### *2.3.2 Financial Conditions Index for Norge*

Vonen (2011) konstruerer en månedlig "financial conditions index" (FCI) for Norge over perioden 1994 til 2011. Den skiller seg fra bankstressindeksen i denne oppgaven ved at den er konstruert som en ledende variabel for BNP-vekst. Det innebærer blant annet andre krav til variablene som inngår i indeksen, som for eksempel at de må publiseres raskere og hyppigere

enn BNP-dataene. Finansielle variabler er derfor godt egnet ettersom de publiseres vel i forkant av kvartalsvis nasjonalregnskapsstatistikk. Indeksen bygger på tretten finansielle variabler hentet fra penge-, obligasjons-, aksje- og valutamarkedet. Det er ikke uvanlig at FCI'er inneholder flere variabler enn finansielle stressindekser (Kliesen, Owyang og Vermann, 2012). Det er ingen felles variabler i den norske stressindeksen og den norske FCI'en, men fire av variablene i FCI'en brukes i fremskrivingen av bankstressindeksen (om enn ikke på helt samme form): aksjekursindeksen, boligprisene, oljeprisen og kredittraten. Vonen (2011) beregner prinsipale komponenter for samvariasjonen i variablene inkludert i indeksen. Den endelige indeksen tilsvarende den første prinsipale komponenten, som står for 26,9 prosent av samvariasjonen i variabelsettet.

Videre gjør Vonen (2011) en regresjon av BNP-vekst med prinsipalkomponenten som forklaringsvariabel. Hun finner en signifikant positiv effekt. Variablene boligpris, aksjekursindeks, kreditt og oljepris har her en positiv korrelasjon med BNP-vekst. Vonen (2011) gjør også andre regresjoner, blant annet med flere prinsipale komponenter og individuelle finansielle variabler. I regresjonene med prinsipale komponenter er det modellen med kun den første prinsipale komponenten (PC1-modellen) som har de beste prediksjonsegenskapene. Sammenlignet med modellene med de finansielle variablene inkludert individuelt, gjør PC1-modellen det fortsatt bedre ved prediksjon for et kvartal frem i tid. Ved prediksjon for to kvartaler frem i tid slår PC1-modellen imidlertid av modellen som kun bruker boligpriser som forklaringsvariabel. Ses det på in-sample og out-of-sample prediksjon under ett, er det overordnede inntrykket at modellen med den første prinsipale komponenten gjør det best.



Figur 2.1 sammenligner den norske FCI'en med den opprinnelige stressindeksen og stressindeksen presentert i denne oppgaven. Den opprinnelige stressindeksen er sterkt korrelert med FCI'en. Korrelasjonen mellom den nye bankstressindeksen og FCI'en er ikke like høy. Utslagene inntreffer relativt likt i tid, men er ulike i styrke. Dette henger i noen grad sammen med at den nye bankstressindeksen fanger opp slutten av bankkrisen, slik at de andre stressutslagene blir relativt mindre.

## 2.4 Den opprinnelige norske bankstressindeksen

Den opprinnelige norske bankstressindeksen dekker perioden fra tredje kvartal 1996 til andre kvartal 2011, se Winje (2012). Indeksen består av syv variabler som representerer symptomer på stress i banksektoren: en aksjekursindeks for banksektoren, kjernekapitaldekning, problemlånsandeler for husholdninger og ikke-finansielle foretak, interbankinnskudd, lønnsomhetsrate for banksektoren og risikopåslag for bankobligasjoner.<sup>13</sup> Figur 2.2 viser at indeksen gir tre utslag for stress. Disse stemmer overens med utbredte oppfatninger om stress i banksektoren i denne tidsperioden: i 1998, i 2002/2003 og ved finanskrisen i 2008/2009.



<sup>13</sup> Seks av de samme variablene inngår i bankstressindeksen som presenteres i denne oppgaven. Det har imidlertid vært gjort endringer i transformasjonsmetoder, standardiseringsmetoder og i hvilke dataserier som brukes for de ulike variablene.

Den opprinnelige stressindeksen fremskrives out-of-sample.<sup>14</sup> Modellspesifikasjonen og koeffisientestimatene bestemmes på perioden frem til andre kvartal 2007. Dette gir en modell med fem makroøkonomiske gap: aksjekursgapet lagget ti kvartaler, investeringsgapet lagget tolv kvartaler, det utenlandske kredittgapet lagget syv kvartaler, BNP-gapet lagget fire kvartaler og oljeprisgapet lagget syv kvartaler. Fremskrivingen dekker perioden tredje kvartal 2007 til andre kvartal 2011. Ambisjonen ved fremskrivingen er å oppnå et utslag i riktig retning. Indeksen gir et utslag omtrent på høyde med det faktiske utslaget for finanskrisen, men utslaget inntreffer for sent. Det er imidlertid ikke å forvente at sårbarhetsvariablene i modellen skal kunne forutsi presist utslaget i indeksen ettersom finanskrisen i hovedsak kom som et resultat av et eksogent sjokk fra utlandet. Dessuten bestemmes modellen og koeffisientestimatene på en periode uten store utslag for stress. Dette er en av hovedgrunnene til at det er nyttig å utvide stressindeksen lenger bakover i tid, slik som det gjøres i denne oppgaven.

---

<sup>14</sup> Modellen ble bestemt og estimert av Dag Henning Jacobsen.

## Kapittel 3: Stressvariabler

Vi konstruerer en norsk bankstressindeks med seks variabler<sup>15</sup>. Variablene er ment å representere forskjellige symptomer på stress i banksektoren. Samlet skal de fange opp flere stress-situasjoner enn hva enkeltvariabler gjør alene. Indeksen konstrueres som en kontinuerlig indikator og gir dermed et mer nyansert bilde av situasjonen i banksektoren enn hva en binær kriseindikator gir. En kontinuerlig indikator som venstresidevariabel vil være en fordel, spesielt i industrielle land der bankkriser inntreffer sjeldnere, men stressnivået likevel kan variere over tid.

Stressindeksen ble utviklet for å understøtte arbeidet med makrotilsyn av banksektoren. Som en av flere indikatorer gir den informasjon om stressnivået i banksektoren. For dette formålet er det viktig at indeksen er lett å bruke, blant annet at den kan oppdateres raskt og enkelt. For å oppnå dette brukes serier som ligger inne i Norges Banks bankmodell, og bankstressindeksen kan dermed enkelt oppdateres hver gang bankmodellen kjøres. Det er bare minimale forskjeller mellom seriene fra bankmodellen og seriene i den opprinnelige indeksen; korrelasjonskoeffisientene mellom seriene i bankmodellen og den opprinnelige stressindeksen ligger mellom 0,94 og 1. Vi vil i dette kapitlet gå nærmere inn på de ulike stressvariablene.

### 3.1 Aksjekursindeks for banksektoren

Den første variabelen i stressindeksen er en aksjekursindeks for banksektoren. Denne variabelen brukes også av Hanschel og Monnin (2005), Vila (2000) og Illing og Liu (2003). Økt stress i banksektoren, i form av økte tap eller bortfall av inntekter, forventninger om svekket inntjening i bankene eller usikkerhet blant investorene om bankenes fremtidsutsikter, vil vanligvis føre til fall i aksjekursene (Winje, 2012).

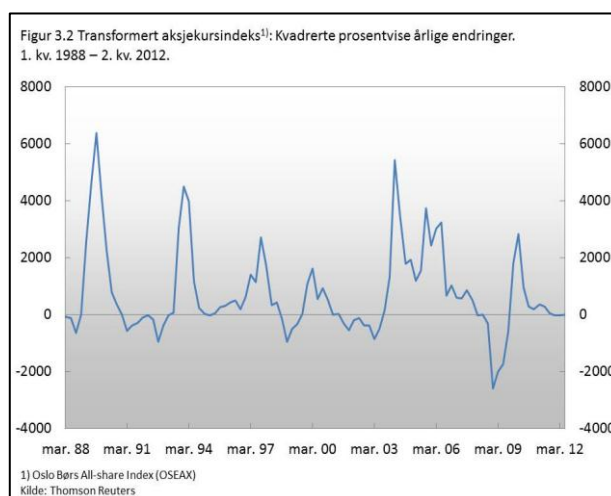
Aksjekursindeksen for banksektoren var opprinnelig beregnet som et gjennomsnitt av bankindeksen, som består av DNB, Sparebank 1 SR-bank og Voss Veksel- og Landmandsbank, og egenkapitalbevisindeksen som består av 20 norske sparebanker. Denne serien ligger imidlertid ikke inne i bankmodellen, og går dessuten kun tilbake til 1996. Vi bruker derfor i stedet samleindeksen Oslo Børs All-Share Index (OSEAX), som går tilbake til

---

<sup>15</sup> En klargjøring av bruken av begrepene variabel og serie i denne oppgaven: Vi bruker variabel om det bredere konseptet vi ønsker å fange opp, mens serie brukes om den faktiske tallserien vi bruker til å representere dette konseptet.

1987. OSEAX består av alle aksjer på Oslo Børs. Dette antallet vil variere, men utgjør i dag (mars 2013) 170 aksjer, deriblant de tre bankene som inngår i bankindeksen. Figur 3.1 sammenligner den tidligere konstruerte serien for aksjekursindeksen for banksektoren med den nye samleserien for Oslo Børs. På tross av ulike nivå har seriene meget lik utvikling, med en korrelasjonskoeffisient på hele 0,945 på nivåform og 0,834 på differanseform. Ettersom serien brukes på endringsform, burde OSEAX utgjøre en god proxy-serie for aksjekursindeksen for banksektoren.<sup>16</sup>

Figur 3.1 viser at aksjekursindeksen holder seg lav og relativt stabil gjennom slutten av 80-tallet og starten av 90-tallet. Fra slutten av bankkrisen i 1992-1993 begynner aksjekursindeksen å stige, men faller markert i 1998 (med blant annet Aisa-krisen og fall i oljepris) og starten av 2000-tallet (da dotcom-boblen sprakk). Den samlede aksjekursindeksen stiger markert fra 2003 til 2007, før den faller kraftig i andre halvår 2008 i forbindelse med konkursen i Lehman Brothers og finanskrisen. Figuren viser at oppblussingen av gjeldskrisen i Europa sommerhalvåret 2011 har en sterkere effekt på bankindeksen enn på samleindeksen, fordi dette i størst grad påvirket bankenes internasjonale finansieringsmuligheter.



Det er endringen i aksjekursindeksen vi er opptatt av. På grunn av en tydelig stigende trend i aksjekursene er nivåformen lite relevant. Den ville for eksempel indikert høyere stressnivå gjennom hele 90-tallet enn under finanskrisen. Aksjekursindeksen transformeres ved å bruke kvadrerte prosentvise årlige endringer, se figur 3.2. Årlige endringer fjerner sesongeffektene i

<sup>16</sup> En proxy-variabel er en erstatningsvariabel. I tilfeller der det ikke finnes gode nok serier for en variabel, eventuelt dersom variabelen er uobserverbar, inkluderes i stedet proxy-variabelen i analysen. Det bør derfor være en sterk sammenheng mellom den opprinnelige serien og proxy-serien.

serien. Med kvadrering legges det større vekt på store og brå fall, som trolig best gjenspeiler økt stressnivå. Prosentvise endringer brukes fordi et stort fall fra et høyt nivå ikke nødvendigvis utgjør et større relativt fall enn et mindre fall fra et lavere initialt nivå.

### 3.2 Egenkapitalandel

I likhet med blant annet Hanschel og Monnin (2005) ønsker vi å inkludere en soliditetsvariabel i stressindeksen. Fall i banksektorens soliditet, for eksempel gjennom økte tap, vil normalt være et signal om stress. I den opprinnelige stressindeksen inngikk kjernekapitaldekningen, som er kjernekapital<sup>17</sup> delt på bankens risikovektede eiendeler. Et alternativ er bankenes egenkapitalandel, som er egenkapitalen delt på sum eiendeler. Seriene for kjernekapitaldekningen og egenkapitalandelen vises i figur 3.3. Egenkapitalandelen har hatt en fast definisjon gjennom perioden, mens kjernekapitaldekningen har vært revidert opptil flere ganger siden slutten av 80-tallet, både i forhold til hva som kan inngå som kjernekapital og hvilken metode som brukes for vektning av de ulike eiendelene i beregningsgrunnlaget. Dette taler til fordel for egenkapitalandelen.

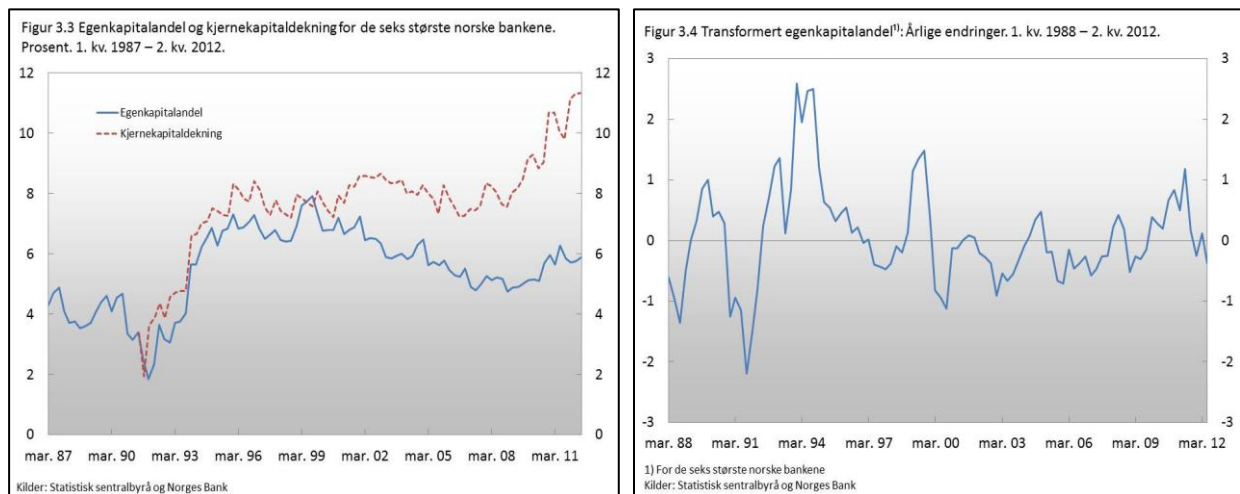
Det finnes også argumenter som taler for å bruke kjernekapitaldekningen. De regulatoriske kravene fra myndighetene har hovedsakelig vært rettet mot kjernekapitaldekningen. Dette kan bety at lav kjernekapitaldekning, i større grad enn lav egenkapitalandel, gir uttrykk for stress i banksektoren. Egenkapitalandelen vil blant annet også kunne være lav som resultat av at banken ønsker høy avkastning på egenkapitalen. Endringer i kjernekapitaldekningen kan likevel skyldes bankenes tilpasning til nye krav heller enn endringer i stressnivået, fordi de regulatoriske kravene har blitt justert i perioden vi ser på. Dahl et al. (2011) tar hensyn til dette ved å se på kjernekapitaldekningen som et avvik fra myndighetenes krav. Serien vi bruker for kjernekapitaldekning dekker en periode der norske banker ikke var underlagt krav til kapitaldekning. I kombinasjon med at bankenes tilpasning til nye krav gjerne er mer gradvise, gjør dette at denne metoden for å korrigere for strukturelle endringer ikke fungerer så godt for vårt formål. Dessuten korrigerer denne metoden kun for endringer i nivået på kapitalkravene og ikke for regulatoriske endringer knyttet til beregningsmetoder. Et argument for kjernekapitaldekningen kunne også vært at et risikovektet beregningsgrunnlag gir et

---

<sup>17</sup> Kjernekapitalen er den sikreste delen av egenkapitalen.



riktigere bilde av risikoen i banksektoren. Vi er imidlertid ikke ute etter å fange opp risiko, men faktisk stress.



Fordi en lav egenkapitalandel kan skyldes et ønske om høy avkastning på egenkapitalen, er endringer i egenkapitalandelen et bedre signal om endringer i stressnivået i banksektoren. Derfor transformeres egenkapitalen ved årlige endringer, se figur 3.4. De årlige endringene korrigerer dessuten for sesongeffekter knyttet til føring av overskudd i serien. Den transformerte serien for egenkapitalandelen har tydelige negative utslag under bankkrisen. I tillegg kan vi se av figur 3.4 at det er mindre negative utslag i 2000, i 2002/2003 og under finanskrisen.

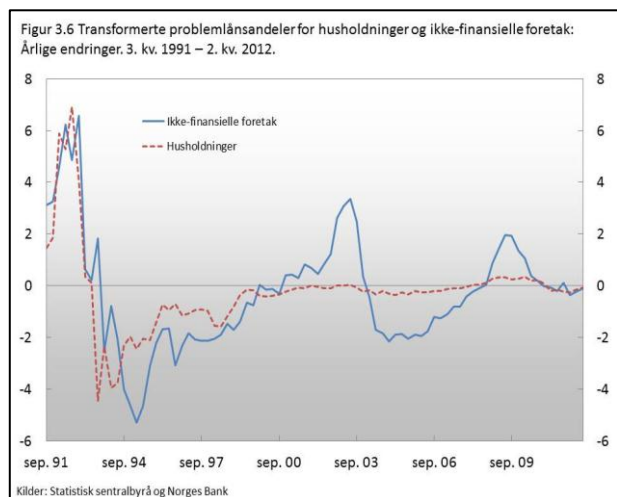
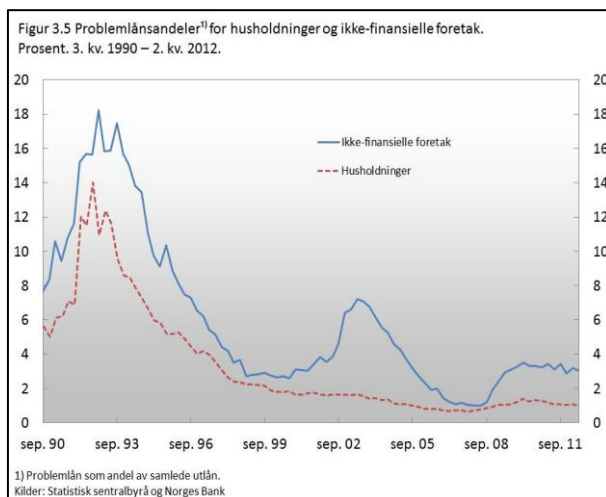
### 3.3 Problemlånsandeler for husholdninger og ikke-fin. foretak

Informasjon om misligholdte lån brukes ofte i studier av bankkriser (Hanschel og Monnin, 2005). Vi velger å bruke serier for problemlånsandeler ettersom serier for tap på utlån i større grad kan kontrolleres av bankene. Problemlån omfatter misligholdte lån og andre særlig tapsutsatte lån. Andelene beregnes som verdien av problemlån delt på verdien av samlede utlån. For problemlånsandelen til husholdninger er serien korrigert for overføring av boliglån fra banker til kredittforetak i forbindelse med ordningen med obligasjoner med fortrinnsrett (OMF) som ble innført i Norge i 2007.

Vi ser på problemlånsandelene for husholdninger og ikke-finansielle foretak hver for seg. Dette skyldes at seriene har ulik utvikling, slik at vi med én samlet serie ville mistet informasjon. Bankene har dessuten historisk blitt ulikt påvirket av problemlån til husholdninger og foretak (Winje, 2012). Mens problemlån til ikke-finansielle foretak tidligere

har ført til relativt store tap i banksektoren, har problemlån til husholdningene ikke direkte vært like viktig for bankene. På den annen side har husholdninger med økte belastninger på boliglånene gjerne kuttet ned på annet konsum. Problemlån til husholdninger vil derfor kunne smitte over til problemlån i bedriftene gjennom redusert etterspørsel etter bedriftenes varer og tjenester. Problemlån til husholdninger har dermed en mer indirekte effekt på stressnivået i banksektoren.

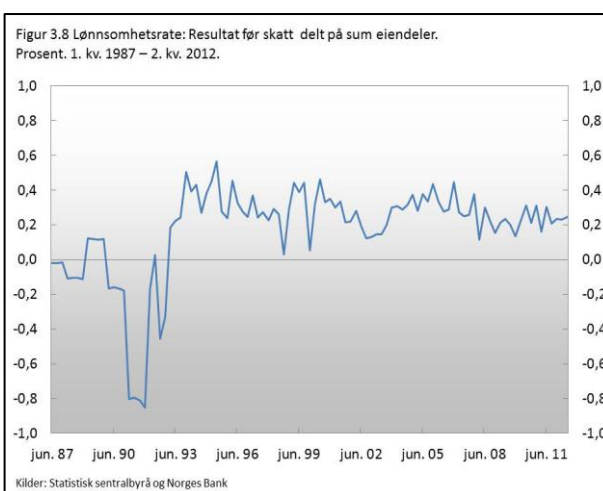
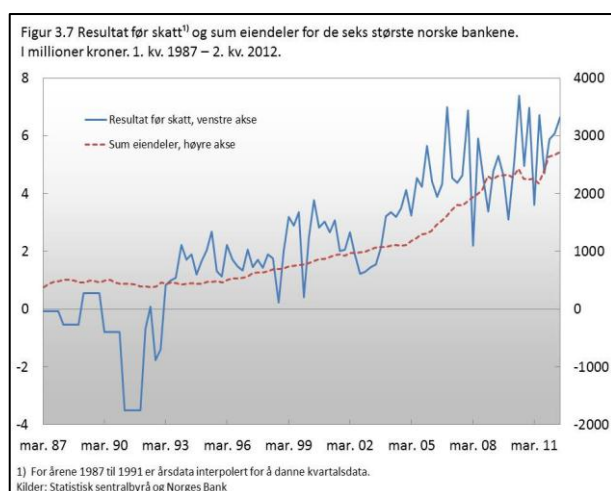
I figur 3.5 vises problemlånsandelene for husholdninger og ikke-finansielle foretak. Begge seriene har toppnivåer under bankkrisen. Problemlånsandelen for husholdninger har vært fallende siden, med unntak av en utflating i 2002/2003 og en minimal oppgang under finanskrisen. Problemlånsandelen til ikke-finansielle foretak viser derimot en brå oppgang på starten av 2000-tallet, og en tydeligere oppgang enn problemlån til husholdninger under finanskrisen.



Fra rundt 1993-1994 til litt før tusenårsskiftet er problemlånsandelene høye, men fallende. I den opprinnelige stressindeksen ble problemlånsandelene brukt på nivåform, fordi høye problemlånsandeler kjennetegner stress i banksektoren. Men dette viser seg å gi misvisende utslag ettersom seriene da signaliserer høyt stress i banksektoren gjennom store deler av 90-tallet. Endringsserier blir mer relevant fordi fallende andeler innebærer mindre stress for bankene. Utslaget i seriene blir kortere enn utslagene i nivåserien og begrenser seg til perioden bankkrisen pågikk. Som foran transformeres problemlånsandelene med årlige endringer for å korrigere for sesoneffektene i seriene, se figur 3.6.

### 3.4 Lønnsomhetsrate

Hanschel og Monnin (2005) argumenterer for lønnsomhetsraten som en viktig variabel for vurderingen av banksektoren i utviklede land. Lønnsomhetsraten beregnes ved å dele resultatet før skatt på bankens samlede eiendeler. Figur 3.7 viser utviklingen i banksektorens resultat og sum eiendeler. Gjennom store deler av bankkrisen hadde banksektoren samlet et negativt resultat. Siden 1993 er resultatet, og dermed også lønnsomhetsraten, positivt. Resultatet viser tydelige fall i tredje kvartal 1998, fjerde kvartal 1999, tredje kvartal 2002 og under finanskrisen. Utviklingen i sum eiendeler er mer eller mindre konstant stigende, med sterke vekst på 2000-tallet. Under finanskrisen avtar veksten i samlede eiendeler, slik at fallet i resultatet ikke vises like tydelig i lønnsomhetsraten, se figur 3.8.

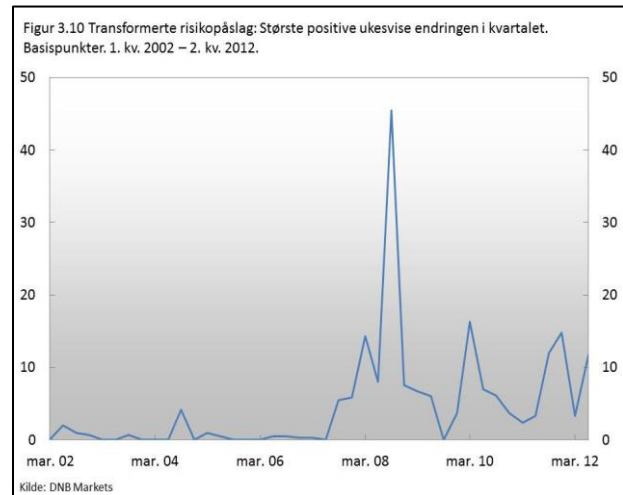


Lønnsomhetsraten brukes på nivåform. Vi antar at en ulønnsom banksektor, spesielt en med lønnsomhetsrate ned mot null, er et signal om stress. Vi ser da bort fra at lavere lønnsomhet kan gjenspeile at bankene kan godta lav lønnsomhet en periode dersom de har forventninger om at en gitt forretningsstrategi vil gi økt inntekt i fremtiden. Lønnsomhetsraten på nivåform vil dessuten bedre enn en endringsserie fange opp at fall i lønnsomhetsraten fra lavere nivåer er mer alvorlig. Banker med lav lønnsomhetsrate vil gjerne ikke gjennomføre forretningsstrategier som reduserer den ytterligere. I tillegg kunne et kvartal med svært negativ lønnsomhetsrate gi positivt utslag i en endringsserie, hvis den er høyere enn lønnsomhetsraten et år tidligere.

### 3.5 Risikopåslag for bankobligasjoner

Risikopåslag er den variabelen som oftest inngår i andre lignende studier. Det skyldes at den også er en vanlig variabel i finansielle stressindekser. Risikopåslag på bankobligasjoner

fanger opp markedets vurdering av banksektoren, siden investorer gjerne krever økte påslag når utsiktene for banksektoren svekkes eller blir mer usikre. Økte påslag skal kompensere for lavere forventet avkastning og høyere volatilitet i avkastningen som følge av økt usikkerhet. Vi bruker DNBs indikative påslag over NIBOR for norske fem års bankobligasjoner.<sup>18</sup> Serien for påslagene løper bare fra første kvartal 2002. Vi velger likevel å inkludere den fordi informasjonen den fanger opp er så viktig.



Figur 3.9 viser at risikopåslagene var svært lave frem til 2008. De steg mye under finanskrisen på grunn av usikkerheten om hvilke banker som ville lide tap internasjonalt. Bortfall av likviditet og finansieringsmuligheter både nasjonalt og internasjonalt spilte også inn. Påslagene faller noe før de igjen øker i forbindelse med oppblussingen av gjeldskrisen i eurosonen. Nye likviditetstiltak fra ECB ved juletider i 2011 roet situasjonen noe, men påslagene har steget igjen og ligger fortsatt på høye nivåer.

Dataserien for risikopåslagene er på ukesbasis, noe som medfører fordeler ved at stress fanges raskt opp og at brå endringer gir store utslag. Ved omgjøring til kvartalsdata ønsker vi å beholde disse fordelene og transformerer derfor dataserien ved å bruke den største positive ukesvise endringen i kvartalet, se figur 3.10. Dette gjør at de endringene som best representerer økt stress i banksektoren gir størst utslag. Ved alternative transformasjonsmetoder, som for eksempel å bruke siste ukesobservasjon i kvartalet eller et gjennomsnitt av ukesobservasjonene i kvartalet, kan man miste noen av de viktige utslagene.

<sup>18</sup> I noen av de utenlandske indeksene der en versjon av denne variabelen inngår brukes påslag over renten på sikre statsobligasjoner. Siden dette markedet er så lite i Norge er ikke dette hensiktsmessig her.

### 3.6 Andre stressvariabler

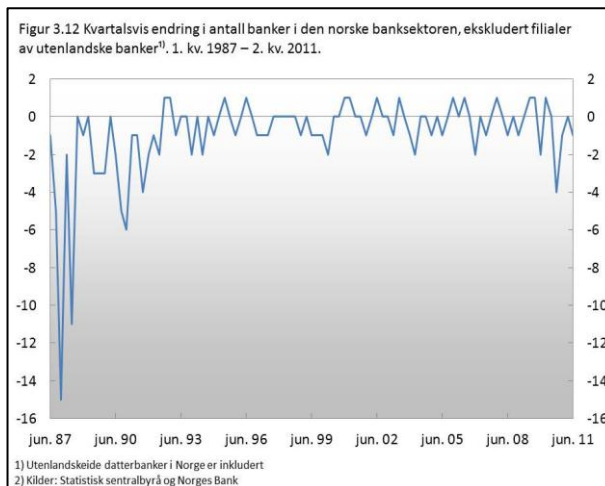
Den endelige indeksen inneholder seks stressvariabler. Mange ulike kombinasjoner av variabler har likevel vært forsøkt underveis. For eksempel inngikk kjernekapitaldekning i den opprinnelige indeksen, før den senere ble erstattet med egenkapitalandelen.

En annen variabel som i utgangspunktet inngikk i stressindeksen var interbankinnskudd. Siden banker er godt orientert om hverandres situasjon, kunne interbankinnskuddene gi ytterligere informasjon om likviditetssituasjonen i banksektoren, utover hva som fanges opp gjennom risikopåslagsvariabelen. Serien var opprinnelig definert som norske bankers innskudd i andre norske banker, mens serien i bankmodellen er definert som innskudd i de seks største norske bankene fra alle kredittinstitusjoner, både innenlandske og utenlandske. Serien ble altså flyttet fra aktiva til passiva-siden av bankenes balanse, i tillegg til at innskudd fra utenlandske banker ble inkludert. Serien i bankmodellen anses som bedre egnet til å fange opp stress fordi innskudd fra utenlandske kredittinstitusjoner utgjør en betydelig større andel av bankenes passiva enn innskudd fra innenlandske kredittinstitusjoner.

Ved endringen i definisjonen oppsto det et problem knyttet til utviklingen i serien. Gjennom andre halvår 2008, da finanskrisen for alvor slo innover den norske banksektoren, viser serien en sterk økning i interbankinnskuddene og dermed et fall i stressnivået. Dette virker kontraintuitivt ettersom finanskrisen i Norge først og fremst var en likviditetskrise. Vi har sett på ulike forklaringer for at serien ikke har den ventede utviklingen.

For det første kunne de økte interbankinnskuddene representert en «fligh-to-safety» til norske banker i finanskrisen. Flatner (2009) finner ikke belegg for dette. For det andre kunne det henge sammen med hvilken gruppe av banker serien gjelder for. Det kan være at utviklingen i de seks største bankene skiller seg fra utviklingen i banksektoren som helhet. Men serien for alle banker i Norge, inkludert utenlandske filialer og datterbanker, viser samme økning under finanskrisen. At økningen skyldes at utenlandske datterbanker og filialer i Norge ble tilført mye kapital fra sine morbanker under finanskrisen svekkes når disse bankene fjernes fra utvalget. Selv når DNB fjernes fra utvalget, øker interbankinnskuddene under finanskrisen, se figur 3.11. Hovedgrunnen til økningen i serien i figur 3.11 er innskudd fra norske kredittinstitusjoner.

Det kan virke som om likviditetsproblemene i den norske banksektoren under finanskrisen henger sammen med endret løpetid på innskuddene, ved at det skjedde en vridning mot mer kortsiktig finansiering under krisen. Ettersom serien ikke fanger opp det den var ment å representere, utelates den fra stressindeksen.



Det viser seg å være vanskelig å finne gode likviditetsvariabler med lange nok tidsserier på kvartalsvis frekvens. For eksempel brukes ofte risikopåslag fratrukket CDS<sup>19</sup>-priser som et mål på likviditetsrisiko. Seriene for disse er imidlertid mye kortere enn hva vi ønsker. Dahl et al (2011) ser på brutto kortsiktig markedsfinansiering, men serier for løpetidsfordelte innskudd begynner ikke før i 2000. Dessuten fanger denne variabelen i større grad opp sårbarhet enn nåstress.

Hanschel og Monnin (2005) inkluderer variasjon i antall bankfilialer i sin stressindeks. Variabelen skal fange opp konkurser og restruktureringer i banksektoren, men har blitt mindre egnet de senere årene. Det skyldes at bruk av bankkort og nettbank for betalingstjenester fører til at bankfilialer legges ned uten at det skyldes stress i banksektoren. Denne variabelen vil nå i større grad være et signal om strukturelle endringer i bankdrift. Vi forsøkte også å inkludere en variabel som viste endring i antall banker i den norske banksektoren. Denne variabelen burde være bedre egnet til å fange opp stress knyttet til fusjoner og konkurser. Men variasjonen i serien ble lav ettersom banksektoren i Norge er relativt liten, med få konkurser

<sup>19</sup> Credit Default Swaps er en avtale der eieren av et gjeldsbrev betaler for å forsikre seg mot å gå på tap dersom utstederen av gjeldsbrevet ikke kan betale. Tanken er at man ved å trekke CDS-priser fra risikopåslag på obligasjoner skiller ut kredittrisikoen og blir sittende igjen med likviditetsrisikoen.

og fusjoner, se figur 3.12. Denne variabelen førte derfor i prinsippet kun til støy i stressindeksen.

Hanschel og Monnin (2005) bruker også en variabel som fanger opp myndighetenes vurdering av stressnivået i banksektoren. Variabelen bygger på en liste finansilsynet i Sveits har for banker de mener burde være under spesielt tilsyn på grunn av ulike problemer. Serien beregnes som andelen av samlede eiendeler i banksektoren som befinner seg i banker på denne listen. Under perioder med stress vil denne andelen øke. I tillegg vil systemviktige banker tillegges mer vekt på grunn av sin størrelse. Vi ønsker gjerne å kunne inkludere en slik variabel i den norske bankstressindeksen, om en lignende liste eksisterer i Norge.

Enda flere enn de variablene som er diskutert her har blitt vurdert og forkastet, hovedsakelig på grunn av for korte tidsserier eller for lav frekvens. Utvalget av variabler i indeksen vil kunne endres, hvis det senere oppstår stressituasjoner som ikke fanges opp i indeksen. Den valgte stressindeksen fanger likevel så langt godt opp tidligere perioder med stress i de norske bankene.

## Kapittel 4: Stressindeksen for den norske banksektoren

De ulike symptomene på stress, representert ved de valgte stressvariablene, skal sammen gi et helhetsinntrykk av situasjonen i banksektoren. Vi konstruerer en stressindeks for perioden fra tredje kvartal 1991 til andre kvartal 2012. I tillegg konstruerer vi en alternativ stressindeks som går tilbake til første kvartal 1988. Denne alternative indeksen er ikke fullgod i forhold til alle variablene, men den er interessant fordi den fanger opp det meste av bankkrisen på slutten av 80- og starten av 90-tallet. Vi utfører også sensitivitetsanalyser av indeksen, med et spesielt fokus på vekting av variablene.

### 4.1 Konstruksjon av indeksen

Ved sammensettingen av indeksen bruker vi metoden kalt «the variance-equal weighting method», som innebærer at variablene standardiseres, før indeksen beregnes som et enkelt aritmetisk gjennomsnitt. Denne metoden blir også brukt i Hanschel og Monnins (2005) stressindeks for den sveitsiske banksektoren og i IMF's (2008) globale finansielle stressindeks. For å inngå i samme indeks må variablene være sammenlignbare på tvers av måleenheter. Vi trekker derfor fra gjennomsnittet for å gi alle variablene en forventning lik null, og deler på standardavviket slik at alle variablene uttrykkes i enheten standardavvik fra gjennomsnitt. Den standardiserte stressvariabelen  $x_{it}^S$  uttrykkes som:

$$x_{it}^S = \frac{x_{it} - \bar{x}_i}{\sigma_i}$$

der  $x_{it}$  er stressvariabel  $i$  på tidspunkt  $t$ .  $\bar{x}_i$  og  $\sigma_i$  er henholdsvis gjennomsnittet og standardavviket til stressvariabel  $i$ .

I den opprinnelige stressindeksen, se figur 2.1, standardiseres variablene som viser en tydelig stigende eller fallende trend med fire års løpende gjennomsnitt og standardavvik, mens de andre variablene standardiseres med gjennomsnitt og standardavvik beregnet over hele perioden indeksen dekker. Dette skyldes at en stigende eller fallende trend kan føre til at den relative størrelsen på utslag forvris dersom seriene standardiseres med gjennomsnitt og standardavvik over heler perioden. I den nye indeksen lar vi transformasjonsmetodene korrigere for trendene. Vi kan derfor, i likhet med Hanschel og Monnin (2005), standardisere alle variablene med gjennomsnitt og standardavvik beregnet over hele perioden.



Fordelen med denne kombinasjonen av transformasjonsmetoder og standardiseringsmetoder er at den er konsekvent ved at alle variablene standardiseres på samme måte. I tillegg unngår vi å miste observasjoner på starten av seriene til beregning av gjennomsnitt og standardavvik, slik at indeksen kan gå lenger bakover i tid. En ulempe ved å standardisere variablene med gjennomsnitt og standardavvik beregnet over hele perioden er at nye observasjoner vil føre til at serien endres bakover i tid. Dette problemet vil likevel gjelde, om enn i mindre grad, med den opprinnelige indeksen også. Det skyldes at to av variablene da ble standardisert med gjennomsnitt og standardavvik beregnet over hele perioden, samt at den endelige indeksen ble standardisert på denne måten. En annen ulempe ved å beregne gjennomsnittet og standardavviket over hele perioden er at ekstremverdier da får en større innvirkning på hele serien enn ved løpende standardisering. Vi forsøker å korrigere for dette gjennom hvordan noen av variablene transformeres.

Vi standardiserer altså variablene med gjennomsnitt og standardavvik beregnet over hele perioden. Om hele perioden utgjør hele perioden de enkelte seriene dekker eller hele perioden indeksen dekker vil være av betydning for utviklingen i den standardiserte serien. Dersom gjennomsnittet og standardavviket beregnes over hele perioden den transformerte serien dekker vil variablene standardiseres over perioder av varierende lengde. Tolkningen av serien slik den inngår i indeksen, som antall standardavvik fra gjennomsnittet, faller dessuten i noen grad bort. Vi velger derfor å beregne gjennomsnittet og standardavviket over den perioden indeksen dekker, fra tredje kvartal 1991 til andre kvartal 2012.<sup>20</sup> Observasjoner før 1991 vil da være uten betydning for indeksens utvikling.

Indeksen beregnes som et enkelt aritmetisk gjennomsnitt av de standardiserte stressvariablene:

$$I_t = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k x_i^s$$

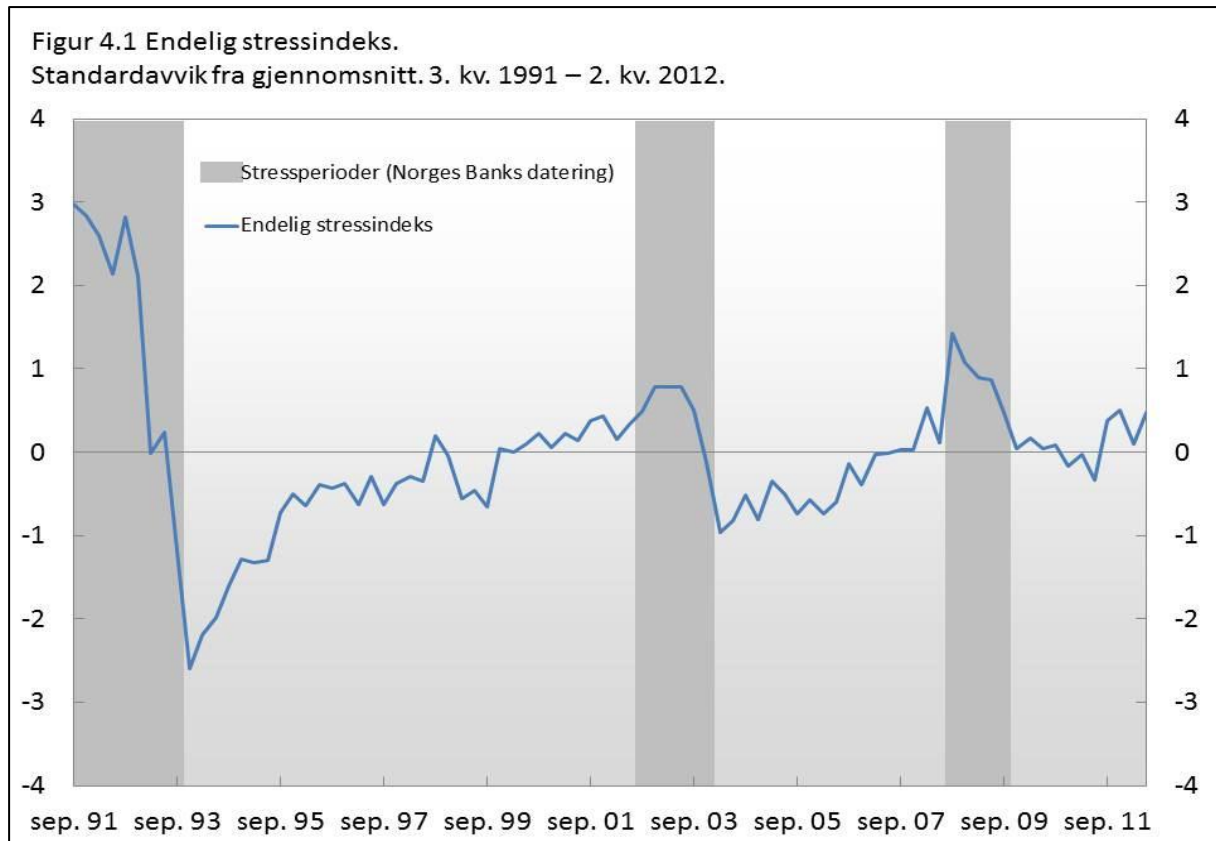
der  $k$  er antall stressvariabler.<sup>21</sup> Stressvariablene inkluderes i indeksen slik at positive utslag indikerer stress. Det innebærer at aksjekursindeksen, egenkapitalandelen og lønnsomhetsraten

---

<sup>20</sup> Unntaket vil naturligvis være serien for risikopåslag for bankobligasjoner. Denne vil standardiseres med gjennomsnitt og standardavvik beregnet over perioden fra første kvartal 2002 til andre kvartal 2012.

<sup>21</sup> Fra tredje kvartal 1991 til fjerde kvartal 2001 vil  $k$  være lik fem. Fra første kvartal 2002, og ut, vil  $k$  være lik seks.

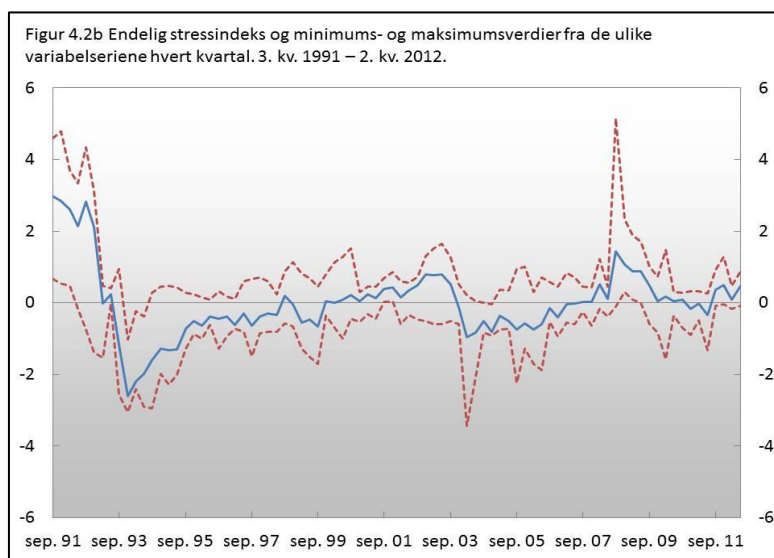
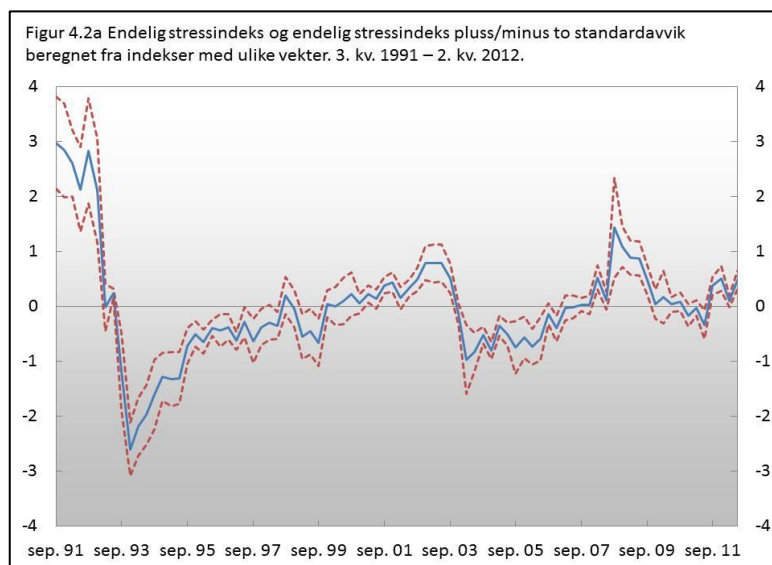
inkluderes i indeksen med negativt fortegn. For problemlånsandelene og risikopåslagene indikerer allerede positive verdier økt stress. Til slutt standardiseres den endelige indeksen slik at den også kan tolkes som antall standardavvik fra gjennomsnittet, se figur 4.1.



Ettersom indeksen beregnes som et enkelt aritmetisk gjennomsnitt, inngår de enkelte stressvariablene med identiske vektter. Det er likevel ikke gitt at det er den mest korrekte tilnærmingen, fordi de forskjellige stressvariablene trolig er av ulik betydning for det totale stressnivået i banksektoren. Å tilegne variablene ulike vektter er imidlertid vanskelig. At variablenes relative betydning kan endres over tid gjør det enda vanskeligere. Dette er derfor argumenter for identiske vektter (Dahl et al, 2011). Det er dessuten ikke selve stressvariablene vi er opptatt av, men de underliggende faktorene de gir uttrykk for. Om vi hadde funnet en god måte å vekte stressvariablene på, er det ikke gitt at det er denne vektingen vi er ute etter, siden de underliggende faktorene kan fanges opp i flere av stressvariablene.

Vi ønsker å undersøke hvor sensitiv indeksens utvikling er overfor vektingen av variablene. Det konstrueres 1000 indekser som ulike vektete gjennomsnitt av de seks variablene. Vektene trekkes fra en uniform fordeling av tall mellom 0 og 1, og summen av vektene vil i hver indeks være lik 1. Det beregnes så et standardavvik av verdiene av de 1000 indeksene for

hvert kvartal.<sup>22</sup> Dette standardavviket sier noe om spredningen i de ulike vektete indeksene det kvartalet. Jo mindre denne spredningen er, jo mindre vil vektingen bety for utviklingen i stressindeksen. Figur 4.2a viser den faktiske stressindeksen, samt to beregnede stressindekser basert på pluss to, og minus to, ganger standardavviket fra de 1000 vektete indeksene. Vi ser at spredningen i de vektete indeksene er relativt liten, ettersom de tre indeksene i figuren ligger tett inntil hverandre. Det styrker troen på at utviklingen i indeksen er relativt robust overfor ulike vektingsmetoder.



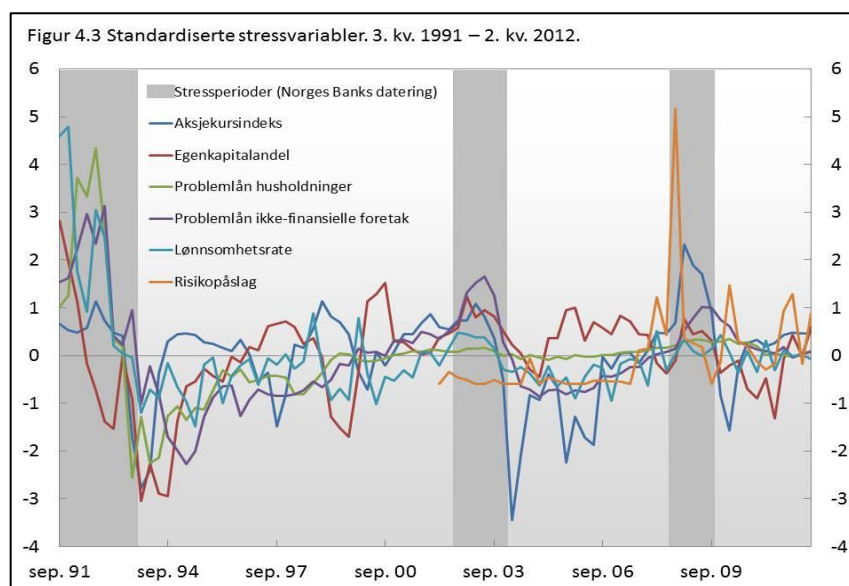
Det vil også være interessant å se på ytterpunktene av utviklingen i indeksen. Vi har i figur 4.2b trukket ut den høyeste og den laveste verdien av de ulike standardiserte variabelseriene

<sup>22</sup> Vi beregnet også et slikt standardavvik basert på 200 vektete indekser. De to standardavvikene er svært like. Dessuten ligger det ene verken konsekvent over eller konsekvent under det andre.

hvert kvartal. Dette vil utgjøre den maksimale/minimale verdien indeksen kunne hatt det kvartalet dersom kun variabelen med høyest/lavest verdi inngikk i indeksen. Disse verdiene vil gjenspeiles i figur 4.3. Men seriene for maksimums- og minimumsverdiene vil ikke være praktisk mulige, ettersom hvilken variabel sin verdi som trekkes ut varierer over kvartalene. De absolutte yttergrensene for stressindeksen basert på vårt variabelsett åpner for at indeksen kan ha en noe annen utvikling enn den vi ser i figur 4.1. Likevel synes maksimumsserien og minimumsserien å følge den faktiske indeksen relativt godt. Vi ser for eksempel at de to eneste periodene man er garantert en positiv verdi for stress, helt uavhengig av vekting, vil være under bankkrisen og finanskrisen.

## 4.2 Utviklingen i indeksen (3. kv. 1991 – 2. kv. 2012)

Figur 4.1 tyder på at indeksen gjenspeiler situasjonen i den norske banksektoren relativt godt over perioden, fordi utslagene i stor grad stemmer overens med stressperioder som brukes i Norges Banks rapportserie om finansiell stabilitet. Det kan også være nyttig å se nærmere på utviklingen i indeksen og på hvilke variabler som er særlig viktige i de ulike periodene. Figur 4.3 viser utviklingen i indeksen dekomponert.



Det største utslaget i indeksen er bankkrisen i Norge på slutten av 80- og starten av 90-tallet. Utslaget ender i tredje kvartal i 1993, i tråd med Norges Banks tidfesting. Alle stressvariablene viser tydelige positive verdier under bankkrisen.

Videre er det noen relativt små utslag i indeksen. I tredje kvartal 1998 er det et utslag i forbindelse med blant annet LTCM-skandalen. Stresset øker også i forkant av utslaget,

gjennom deler av 1997 og 1998. Det må ses i sammenheng med krise i Asia og Russland. Samtidig falt oljeprisen mye gjennom 1998. I tillegg var det press mot kursen på den norske kronen og Norges Bank satt opp renta. Neste utslag begynner i fjerde kvartal 1999 med tusenårsskiftet og Y2K. Det fortsetter gjennom 2000 og 2001, da dotcom-boblen sprakk og man opplevde en lavkonjunktur i flere OECD-land. Spesielt kan vi se en økning i tredje kvartal 2001, som kan knyttes til terrorangrepet på World Trade Center. Både lønnsomhetsraten (gjennom fall i resultatet) og egenkapitalandelen driver disse små utslagene. I 1998 bidrar også aksjekursindeksen til økt stressnivå. I 2001 ligger flere av stressvariablene noe over gjennomsnittet, slik at indeksen samlet sett viser utslag. Disse utslagene i stressindeksen er små og utgjør ikke vesentlige stressperioder.

Norges Bank omtaler tiden fra tredje kvartal 2002 til fjerde kvartal 2003 som en periode med finansiell utsatthet. Utslaget i stressindeksen begynner et kvartal tidligere. Flere norske banker gikk på store tap i forbindelse med Finance Credit-skandalen, i tillegg til at en kortvarig konjunkturedgang førte til tap på utlån til ikke-finansielle foretak. Dette gjenspeiles i at problemlånsandelen til foretak er hovedfaktoren bak indeksens økning i denne perioden, selv om aksjekursindeksen, egenkapitalandelen og lønnsomhetsraten også bidrar noe.

Utslaget for finanskrisen begynner med en mindre topp i første kvartal 2008, i forbindelse med at risikopåslagene i banksektoren allerede hadde begynt å øke noe. Det virkelige utslaget kommer i tredje kvartal 2008, da bankene opplevde en voldsom økning i risikopåslagene som følge av konkursen i Lehman Brothers 15. september. I tillegg til risikopåslagene viser aksjekursindeksen, egenkapitalandelen og problemlånsandelen til foretakssektoren tydelige positive utslag i finanskrisen. Problemlånsandelen til husholdninger og lønnsomhetsraten viser også positive, men noe lavere, verdier. Således ser vi en effekt av finanskrisen i alle de seks stressvariablene. Utslaget for finanskrisen toppe seg ved utgangen av tredje kvartal 2008, i tråd med det faktiske forløpet for krisen, og ligger på positive nivåer ut 2009.

Indeksen øker igjen med at tiltakende statsgjeldskrise i euro-sonen sommeren 2011 gjorde det vanskeligere og dyrere for bankene å hente finansiering. Risikopåslagene øker tydelig, i tillegg til at aksjekursindeksen og egenkapitalandelen opplever en økning. Ved utgangen av indeksperioden har indeksen igjen økt noe fra gjennomsnittet. Denne utviklingen henger sammen med økende bekymring for at euro-samarbeidet kunne bryte sammen. Det førte til at

sentralbanksjef Mario Draghi i ECB sommeren 2012 erklærte ubegrensede kjøp av statlige gjeldspapirer for å roe finansmarkedene. Det vil ventelig føre til at indeksen i tredje kvartal 2012 vil falle tilbake igjen mot gjennomsnittet.

De tre største utslagene i indeksen i forbindelse med bankkrisen, finanskrisen og en periode med finansiell utsatthet i 2002/2003 samsvarer med Norges Banks beskrivelse av situasjonen i banksektoren over den gjeldende perioden. Utslagenes relative størrelse, der utslaget for bankkrisen er klart større enn utslaget for finanskrisen, samsvarer også med hva som er en utbredt oppfatning: bankkrisen ga mye sterkere umiddelbare ringvirkninger i den norske økonomien enn hva finanskrisen gjorde.

### **4.3 Krisenivå for indeksen**

I arbeidet med andre indekser defineres det ofte kritiske verdier for stressnivået. Formålet er å skille kriser fra andre stressutslag. IMF (2008) setter denne verdien til ett standardavvik over gjennomsnittet, mens Illing og Liu (2003) bruker to standardavvik. Figur 4.1 viser at ved å bruke IMF's (2008) kritiske verdi vil både bankkrisen og finanskrisen defineres som kriser. Denne verdien kan likevel virke noe lav fordi utslaget i 2002/2003 nesten faller inn under krsedefinisjonen. Skifter gjennomsnittet til indeksen marginalt ned ved nye observasjoner har vi tre, i stedet for to, kriser i perioden vi ser på. Hvis vi derimot bruker Illing og Liu's (2003) kritiske verdi vil ikke lenger finanskrisen defineres som en krise. Dersom vi forholder oss til Norges Banks vurdering blir denne fremstillingen uriktig. Dessuten gjennomførte norske myndigheter støttetiltak for banksektoren, noe som gjør at finanskrisen også vil defineres som krise i flere kvalitative definisjoner av bankkriser. I tillegg vil et noe redusert gjennomsnitt kunne føre til at også finanskrisen omfattes av det kritiske nivået på to standardavvik.

En utfordring med kritiske verdier i kombinasjon med metoden stressindeksen beregnes på er at oppdaterte dataserier kan endre hva som omfattes av definisjonen av krise. Hakkio og Keeton (2009) foreslår flere alternative måter å definere kriser på. Hvis percentiler brukes er det mindre sannsynlig at oppdaterte verdier vil endre hvilke utslag som faller inn i krisekategorien, ettersom percentiler blir mindre påvirket av ekstremverdier. De foreslår også å definere kriser ut i fra tidligere kriseperioder, typiske benchmark-episoder. Da vil ikke nye observasjoner påvirke hva som omfattes av definisjonen av krise. Dessuten gir denne metoden

en mer intuitiv forståelig tolkning av stressindeksen, ettersom antall standardavvik fra gjennomsnittet inneholder lite intuitiv informasjon.

For den norske bankstressindeksen vil benchmark-episoden måtte være enten bankkrisen eller finanskrisen. Siden bankkrisen var en svært alvorlig krise er det ikke sikkert indeksen vil nå samme verdier igjen. På den annen side var ikke finanskrisen så alvorlig for den norske banksektoren, men den kunne vært brukt som en nedre grense til benchmark-episode. Om en et gitt benchmark-utslag ikke velges, vil det fortsatt være naturlig å se på stressutslag relativt til hverandre. Slik beholdes den intuitive tolkningen av alvorligheten av et utslag relativt til tidligere opplevelser av stress. Dermed bevares en viktig hensikt ved stressindeksen: å gi et konkret bilde av stress-situasjonen i banksektoren i en historisk kontekst.

Felles for de ulike måtene å definere kriseperioder på er at valget baseres på skjønn: enten antall standardavvik fra gjennomsnittet, en percentil eller en benchmark. Dette er bakgrunnen for at Hanschel og Monnin (2005) avstår fra å velge kritiske verdier for den sveitsiske bankstressindeksen fordi de mener det «eliminates part of the arbitrariness». I likhet med dem bruker vi ikke en binær krise/ikke krise indikator som venstreside variabel. Vi er dermed ikke avhengig av å skille kriseutslag fra andre utslag.

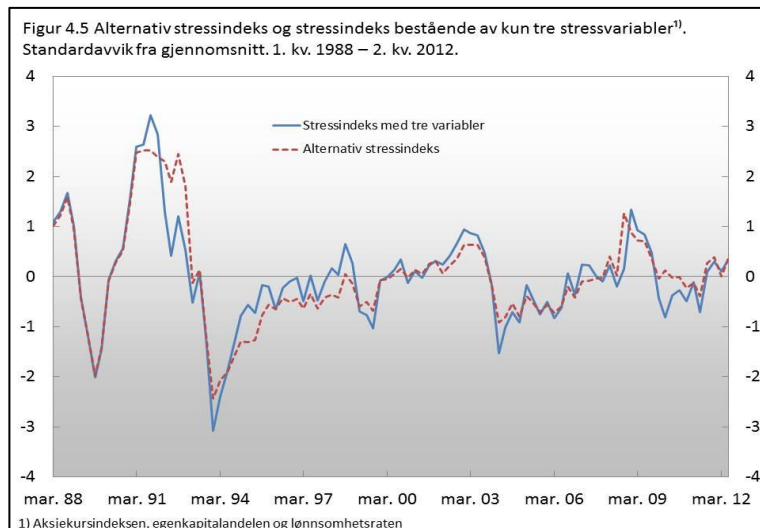
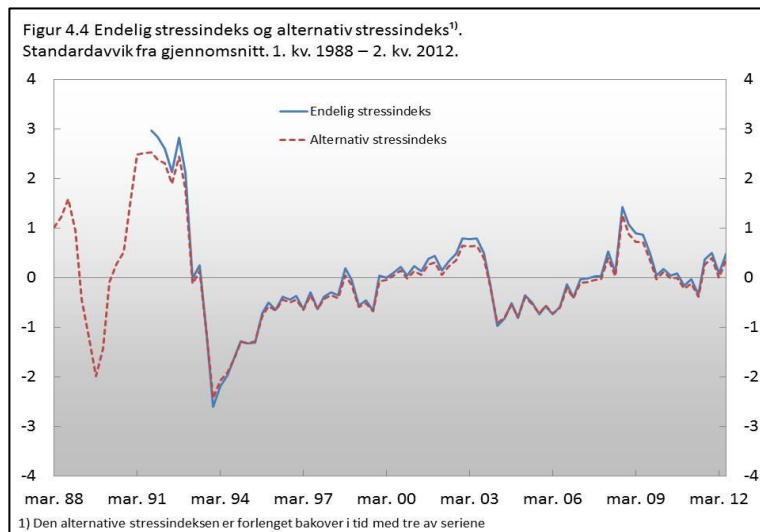
#### **4.4 Den alternative stressindeksen (1. kv. 1988 – 2. kv. 2012)**

I likhet med mange andre industriland, oppstår ikke bankkriser hyppig i Norge. Den opprinnelige bankstressindeksen som gikk fra tredje kvartal 1996, omfattet kun én krise i banksektoren. Ved out-of-sample prediksjon ble modellen da estimert på en periode som ikke inneholdt noen større utslag for stress. Den nye indeksen er forlenget med 20 kvartaler bakover i tid, og fanger derfor opp deler av bankkrisen. Vi skulle likevel gjerne hatt en indeks som gikk tilbake til starten av bankkrisen i 1988.

Basert på våre utvalgte variabler, vil ikke en fullverdig indeks kunne konstrueres som går så langt tilbake i tid. Verken risikopåslagene eller problemlånsandelene har serier som går tilbake til 80-tallet. For aksjekursindeksen, egenkapitalandelen og lønnsomhetsraten finnes imidlertid transformerte serier som går tilbake til første kvartal 1988. Vi kan derfor konstruere en alternativ stressindeks ved å forlenge indeksen bakover i tid med disse tre seriene. Indeksen viser en tilnærmet lik utvikling som den endelige indeksen, se figur 4.4. Utviklingen

i den alternative indeksen vil ikke være identisk fra tredje kvartal 1991, ettersom tre av variablene standardiseres over en lenger periode. I tillegg standardiseres selve indeksen over en lenger periode.

Den alternative indeksen er ikke fullgod siden vi generelt ønsker mer enn tre variabler i en stressindeks som skal fange opp stress som kan slå ut på flere ulike måter. Bankkrisen i Norge var likevel så sterk at den skal kunne gi utslag i kombinasjoner av færre variabler. Men dersom indeksen konstrueres basert kun på de tre variablene over hele perioden, se figur 4.5, blir utviklingen noe annerledes. Hovedforskjellen ligger i den relative størrelsen på utslagene, der indeksen beregnet med kun tre variabler gir et relativt mindre utslag for finanskrisen. Dette henger sammen med at finanskrisen i størst grad hadde en effekt på risikopåslagene. Oppsummert ønsker vi derfor å ha et samlet mål som dekker et bredt spekter av muligheter for hvordan stress kan slå ut i banksektoren, fordi det vil være variasjoner i hvilken grad ulike perioder med finansielt stress gjenspeiles i de utvalgte variablene.





## Kapittel 5: Makroøkonomiske gap

Stressindeksen for den norske banksektoren ble presentert i kapittel 4. Indeksen er nyttig fordi den inneholder ulike variabler som fanger opp forskjellige symptomer på stress i bankene og dermed gir et helhetlig bilde av situasjonen i banksektoren. Indeksen er også nyttig fordi den går helt tilbake til tredje kvartal 1991, eventuelt helt tilbake til første kvartal 1988, slik at den gjør det mulig med sammenligninger av situasjonen i banksektoren over tid.

Stressindeksen kan dessuten egne seg til nærmere analyse av utviklingen i banksektoren. Den kan brukes som en krysspeiler for andre analyser av stressnivået i bankene. Vel så viktig er det at den kan inngå som avhengig variabel i modellering av utviklingen i banksektoren. Det finnes flere ulike innfallsvinkler til slik modellering. En innfallsvinkel vil være å ta utgangspunkt i hvordan underliggende faktorer som for eksempel forventninger og insentiver påvirker aktørenes atferd. Man forsøker da å modellere drivkreftene bak utviklingen i banksektoren og makroøkonomien. En annen innfallsvinkel er å basere seg på tidligere observerte empiriske sammenhenger for å kunne si noe om variabler som kan signalisere økt stress i bankene, såkalte tidligvarslingsindikatorer (EWI).

Vi ønsker i de følgende kapitler å se på sammenhengen mellom bankstressindeksen og makroøkonomiske variabler som kan representere sårbarheter for banksektoren. Slike sammenhenger trenger ikke være kausale. De makroøkonomiske variablene og utviklingen i stressindeksen kan drives av mer grunnleggende faktorer, som beskrevet over. Men de makroøkonomiske variablene vil likevel kunne signalisere en ubalansert utvikling, og vil dermed kunne fungere som tidligvarslingsindikatorer for økt stress i bankene.

Vi ser på ni ulike makroøkonomiske variabler som kan utgjøre sårbarheter for den norske banksektoren. Det er tre aktivavariabler (aksjekurser, boligpriser og næringseiendomspriser), tre realøkonomiske variabler (kreditt, investeringer og BNP), en variabel for å fange opp særpreget ved norsk økonomi (oljepris), og to utenlandske variabler siden norsk økonomi er en liten, åpen økonomi (BNP for handelspartnere og utenlandsk kreditt).

## 5.1 Gap-indikatorer

I likhet med blant annet Borio og Lowe (2002), Riiser (2005), og Borio og Drehmann (2009), ser vi på de makroøkonomiske variablene som gap fra trend, ettersom gap egner seg godt til å fange opp kumulative prosesser. Gap fanger både opp størrelses- og tidsaspektet ved ubalanser i makroøkonomien ved at gapet kan oppstå ved sterk vekst over trenden et kvartal eller over flere kvartaler med sterkere vekst enn trenden. Claessens og Kose (2013) påpeker at jo mer og jo lenger en serie avviker fra sin langsiktige trend, desto større vil sannsynligheten for en krise være.

Gapene beregnes som avvik fra en ensidig Hodrick Prescott (HP) trend. Da brukes kun observasjoner opp til tidspunkt  $t$  for å beregne trenden ved tidspunkt  $t$ . Vi tar altså bare i bruk informasjon som var tilgjengelig for markedsaktørene på det gitte tidspunktet. Hvis vi antar at den makroøkonomiske serien  $y_t$  består av en trendkomponent  $\tau_t$ , er HP-trenden løsningen på minimeringen av følgende uttrykk:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

HP-trenden minimerer både avviket mellom serie og trend (gitt ved første ledd), og fluktuasjoner i selve trenden (gitt ved andre ledd). Hvilken vekt som tillegges de to leddene avhenger av lambda,  $\lambda$ . En høy lambda vektlegger å redusere endringer i trenden mer og gir derfor en mer lineær trend, mens en lav lambda betyr at trenden i større grad følger den opprinnelige serien.

I konjunkturanalyse er det vanlig å bruke en lambda lik 1600 for kvartalsdata. Ravn og Uhlig (2002) har imidlertid angitt en metode der lambda settes lik 1600 multiplisert med frekvensraten i fjerde. Frekvensraten er forholdet mellom frekvensen vi ønsker og den ved konjunkturanalyse. Ut i fra en antagelse om at finansielle sykler varer omtrent fire ganger så lenge som konjunktursykler blir frekvensraten lik fire, som gir en lambda på  $(1600 * 4^4 =)$  400 000 (Norges Bank, 2013). Dette er i tråd med Bank for International Settlements' (2010) anbefaling om en lambda på 400 000 for kredittrater. Norges Bank (2013) bruker en lambda

lik 400 000 for indikatorene som skal bestemme den motsykliske kapitalbufferen.<sup>23</sup> Dette er i likhet med våre variabler typiske sårbarheter for banksektoren. Vi bruker derfor en lambda lik 400 000 for våre makroøkonomiske serier. Riiser (2005) og Borio og Lowe (2002), som ser på flere av de samme sårbarhetsvariablene, bruker også en høyere lambda enn vanlig for årsdata. Dette begrunnes med at akkumuleringsprosesser, som står sentralt i oppbyggingen av finansiell uro, tar lang tid, samtidig som krisene relativt sjeldent utløses (Riiser, 2005).

Trenden kunne blitt beregnet på andre måter, for eksempel som glidende snitt eller helt lineært. Det finnes dessuten andre mindre mekaniske metoder for beregning av trender. En HP-trend er likevel det vanligste å bruke til dette formålet. Fordelen med HP-trenden er at den tillegger nye observasjoner større vekt. Det kan være en måte å fange opp strukturelle brudd på (Norges Bank, 2013). Samtidig innebærer det at trendberegningen kan være noe ustabil. Utover dette vil den estimerte trenden bli mindre pålitelig mot slutten av tidsperioden, fordi HP-beregningen fanger opp endringer i retningen på serien med noe forsinkelse, (Hanschel og Monnin, 2005).

Gapet for hver enkelt makrovariabel beregnes som det prosentvise avviket fra trenden. I likhet med Hanschel og Monnin (2005), deler vi gapene på standardavviket til gap-serien:

$$g_t = \frac{y_t - \tau_t}{|\tau_t|} * 100, \quad std\_g_t = \frac{g_t}{\sigma_t}$$

Ved beregningen av gapet på et gitt tidspunkt, brukes kun informasjon tilgjengelig for markedsaktørene på dette tidspunktet. Vi bruker derfor standardavviket beregnet fra starten av perioden opp til tidspunkt t. Standardavviket vil da oppdateres for hver observasjon og samtidig beregnes over en lengre periode. Dette har ikke en stor effekt på sammenhengen med stressindeksen for de fleste av makrovariablene.

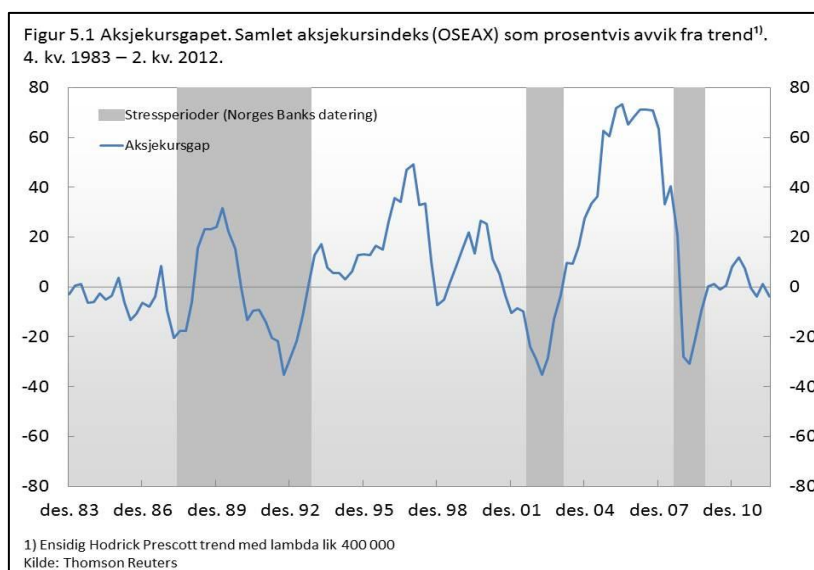
Vi ser i det følgende på de ni makroøkonomiske gapene og hvordan disse kan henge sammen med stress i banksektoren.

---

<sup>23</sup> Den motsykliske kapitalbufferen er et mykt kapitalkrav for de norske bankene som skrur på i gode tider, når man tenker seg at ubalanser bygges opp, og av i dårligere tider for å bremse en eventuell nedgang. Den skal motvirke finanssektorens prosykliske natur. Det er bestemt fire hovedindikatorer som skal bidra i avgjørelsen om hvilket nivå bufferen skal ligge på.

## 5.2 Aksjekursgap

Flere studier ser på aksjekursenes tendens til å stige i forkant av finansielle kriser. Borio og Lowe (2002) finner at «booms» i aksjekursene predikerer bankkriser i et utvalg av 32 land, herunder G10-landene<sup>24</sup>. Resultatet kan derfor være relevant for Norge. Hanschel og Monnin (2005) finner at aksjekursgapet bidrar i prediksjon av bankstressindeksen for Sveits. Aksjekursgapet er dessuten en av de fem gapene som er signifikant i den første analysen av den norske bankstressindeksen (Winje, 2012). Vi ser på en samlet aksjekursindeks for Oslo Børs, representert med serien Oslo Børs All-Share Index (OSEAX). Figur 5.1 viser at aksjekursgapet stiger tydelig i forkant av finanskrisen.



Variabelen fanger opp oppbygging av sårbarhet gjennom høy fremtidsoptimisme. En aksjekurs bestemmes av forventet fremtidig utbytte. Er fremtidsoptimismen stor vil derfor aksjekursen øke. Dette vil gi en formueseffekt som kan føre til økt forbruk i husholdningene og økte investeringer i bedriftene. Det representerer en sårbarhet i den grad optimismen viser seg ikke å være berettiget, slik at den valgte økonomiske tilpasningen ikke er opprettholdbar over tid (Winje, 2012). Kunstig høye forventinger som ikke er forankret i fundamentale faktorer, vil kunne gi en korreksjon som kan føre til økonomisk tilbakeslag og en reversering av aksjekursene. Ettersom samme serie brukes for aksjekurser i indeksen vil et fall i denne makroøkonomiske variabelen naturligvis føre til økt stress gjennom aksjekursindeksen for banksektoren. Lønnsomhetsraten til bankene faller gjerne gjennom et fall i verdien av bankens

<sup>24</sup> G10-landene er i dag egentlig 11 land: Belgia, Canada, Frankrike, Tyskland, Italia, Japan, Nederland, Sverige, Sveits, Storbritannia og USA.

egne investeringer. Et fall i aksjekursene vil i tillegg påvirke husholdningenes og foretakenes balanser negativt, noe som kan gi bankene tap på utlån. Dette vil videre påvirke bankenes egenkapital. En oppbygging av aksjekursgapet, med påfølgende reversering, vil altså kunne slå ut i flere av stressvariablene i bankstressindeksen.

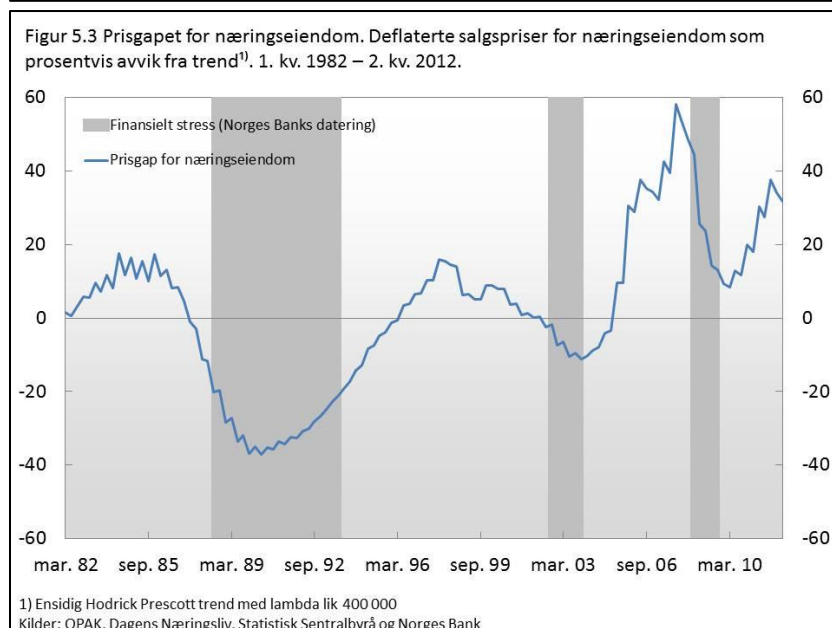
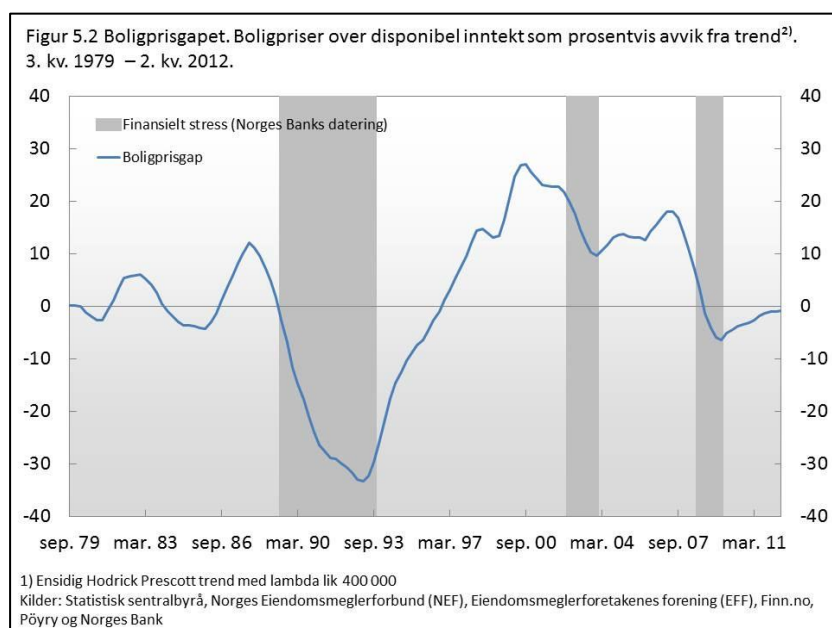
### **5.3 Boligprisgap og prisgap for næringseiendom**

Rask vekst i boligpriser ses i sammenheng med finansielt stress og kriser i mange ulike studier. Riiser (2005) finner at boligprisgapet har en tendens til å stige forut for bankkriser i Norge. Borio og Drehmann (2009) finner at boligpriser er av betydning i prediksjon av bankkriser i et utvalg av 18 industrielle land, deriblant Norge. Cardarelli, Elekdag og Lall (2009) understøtter disse resultatene ettersom de finner at bankkriser typisk følger etter sterk økning i boligpriser og kreditt. Videre er boligprisgapet et av makrogapene som inngår i Hanschel og Monnins (2005) analyse av den sveitsiske banksektoren. I den opprinnelige analysen av den norske bankstressindeksen inngikk ikke boligprisgapet signifikant i den endelige modellen. Dette kan imidlertid være et resultat av perioden modellen estimeres på.

Både bedrifter og husholdninger har en stor del av formuen sin investert i eiendom. En betydelig del av denne formuen er gjerne gjeldsfinansiert. Eiendom spiller rollen som formuesobjekt og panteobjekt, slik at prisen på eiendom påvirker både aktørens ønske om, og mulighet til, å låne (Norges Bank, 2013). Ved høy vekst i eiendomspriser økes verdien av eiendom som pant. Det gjør det lettere og billigere å ta opp mer lån. Ved økte eiendomspriser vil man også ha en formueseffekt for de som eier eiendom ved at egenkapitalen deres øker. I tillegg kan forventninger om økte eiendomspriser ha en effekt på bankenes villighet til å yte kreditt, noe som kan forsterke prisveksten på eiendom. Vekselvirkninger mellom kredittvekst og vekst i eiendomspriser har ofte vært opplevd i forkant av perioder med finansielt stress.

Ved sjokk i økonomien, for eksempel ved økte renter, vil forventningene kunne snu og føre til fall i eiendomsprisene. Det vil gi et fall i egenkapitalen til bedrifter og husholdninger, som videre vil påvirke konsum- og investeringslysten. I tillegg vil det gi et fall i verdien på lån med pant i bolig. Lånekostnadene vil øke når verdien på pantet forringes. Disse effektene fører til at et fall i prisene på eiendom gjerne betyr økte tap på utlån for bankene. Dette vil igjen påvirke lønnsomhetsraten og egenkapitalandelen i banksektoren. Dessuten vil bankene påvirkes mer indirekte gjennom lavere økonomisk aktivitet.

En utfordring med eiendomspriser er å skille mellom hva som skyldes fundamentale faktorer og hva som skyldes irrasjonelle forventninger om videre vekst i prisene. Det kan være avgjørende for hvordan prisveksten henger sammen med finansiell sårbarhet. Det er imidlertid problematisk å vite sikkert hva som ligger bak rask vekst i boligpriser ex ante. Jurgilas og Lansing (2012) påpeker at et kjennetegn ved alle boligbobler er fremveksten av tilsynelatende troverdige argumenter som forsøk på å forsvare den raske boligprisveksten. De advarer mot en «this time is different»-innstilling. Uansett, det er mulig at høy vekst i eiendomspriser utgjør en sårbarhetsfaktor uavhengig av den bakenforliggende forklaringen på veksten, på grunn av samspillet med andre sårbarhetsfaktorer, som for eksempel gjeldsvekst.



I den opprinnelige analysen av sammenhengen mellom bankstressindeksen for Norge og makroøkonomiske sårbarhetsfaktorer brukes boligpriser som en proxy-variabel for eiendomspriser generelt. I denne analysen inkluderer vi både en variabel for boligpriser og en variabel for priser på næringseiendom. Serien for næringseiendomspriser er ikke fullgod siden den egentlig er på halvårsfrekvens og kun gjelder kontorlokaler med høy standard og sentral beliggenhet i Oslo. På den annen side er næringseiendom den største enkeltnæringen i Norge målt i bankgjeld og blant næringene som har påført de norske bankene størst utlånstap historisk (Norges Bank, 2013). Ettersom eventuelle ubalanser i prisveksten på eiendom best fanges opp når vi måler prisene relativt til betalingsevne, deflateres boligprisene med disponibel inntekt og prisene på næringseiendom med BNP-deflatoren fra nasjonalregnskapet.

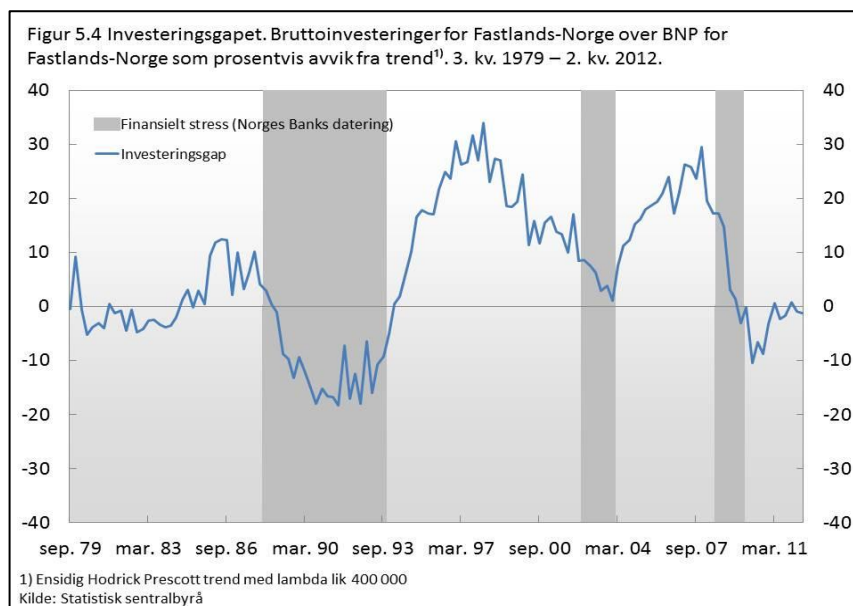
I likhet med Norges Bank (2013) inkluderes boligprisgapet og prisgapet for næringseiendom separat fordi de har noe ulik utvikling, se figur 5.2 og 5.3. Korrelasjonen mellom gapene er kun 0,51. I tillegg vil de ha noe ulik effekt på bankenes balanse ved at tap på utlån til næringseiendom gjerne vil kunne være en del større enn tap på utlån til boliger. Fall i boligpriser har en mer indirekte effekt på bankenes balanse gjennom virkningen på aktørens forventninger om fremtiden og aktiviteten i økonomien. Figur 5.2 og 5.3 viser at både boligprisgapet og prisgapet for næringseiendom har en tendens til å stige i forkant av perioder med finansielt stress.

## 5.4 Investeringsgap

Vi inkluderer en investeringsrate for Fastlands-Norge i analysen, beregnet som bruttoinvesteringer for Fastlands-Norge over BNP for Fastlands-Norge. Investeringer knyttet til oljeindustrien varierer mye og finansieres dessuten ofte direkte i obligasjonsmarkedet eller i utenlandske banker. Eventuelle sårbarheter som fanges opp i investeringsraten i petroleumssektoren vil kunne fanges opp ved at vi også inkluderer oljeprisgapet i analysen. Hanschel og Monnin (2005) påpeker at investeringsgapet ikke brukes like ofte som aktivaprisgap og kredittgap i denne typen analyser. De argumenterer likevel for at det inkluderes fordi en bredere dekning av gjeldende makroøkonomiske ubalanser i økonomien oppnås. Borio og Lowe (2002) finner ikke at investeringsgapet er en robust prediktor for bankkriser. Det kan skyldes at deres serie kun dekker en relativt kort periode. Riiser (2005) bruker en mye lenger serie og finner at investeringsgapet er nyttig i signalisering av

bankkriser i Norge. Investeringsgapet inngår også i den endelige modellen i analysen av den opprinnelige bankstressindeksen.

Ubalanser bygges gjerne opp i gode tider. Ved høy aktivitet i økonomien vil bedriftene ønske å møte den høye etterspørselen med økt kapasitet. Investeringer øker ettersom forventet avkastning øker. Dersom den høye etterspørselen ikke opprettholdes vil investeringer kunne ende opp med ikke å gi den forventede avkastningen. Da kan både bedrifter og banker lide tap. I figur 5.4 ser vi at investeringsgapet har en tendens til å stige i forkant av stressperiodene. Investeringsgapet faller også tydelig gjennom selve stressperiodene.



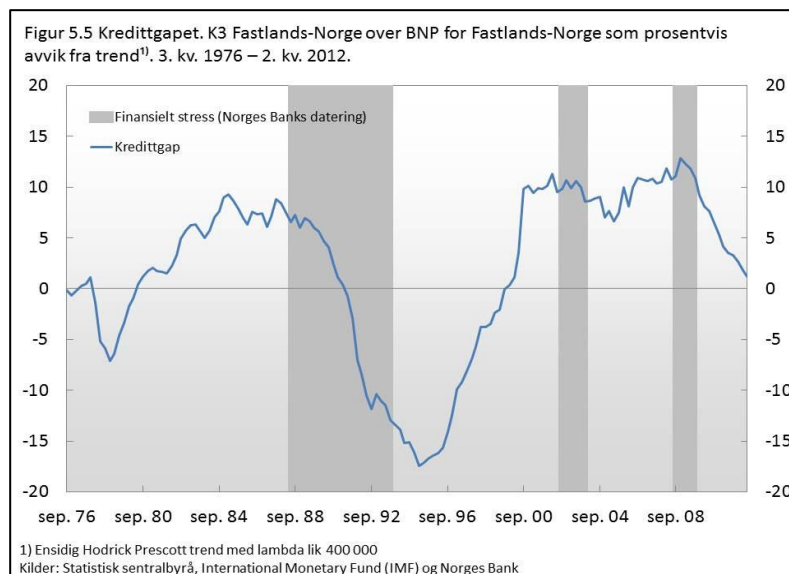
## 5.5 Kredittgap

Kreditttraten, samlet privat kreditt over BNP, vil kunne vise hvor stor banksektoren er relativt til økonomien som helhet. Denne makroøkonomiske indikatoren vil dermed kunne si noe om størrelsesordenen på faren ved problemer i finansinstitusjonene eller hos deres låntakere (Riiser, 2012). Jo mer og jo lenger kreditttraten avviker fra sin langsiktige trend (og gitt at bankene ikke kan forsikre seg fullstendig mot kreditttrisikoen), desto mer sannsynlig er det at banksektoren opplever stress i etterfølgende perioder (Hanschel og Monnin, 2005). Eichengreen og Arteta (2000) konkluderer med at rask kredittvekst er en av de mest robuste årsakene til bankkriser i et utvalg av utviklingsøkonomier. Både Borio og Lowe (2002) og Riiser (2005) finner at kredittgapet er en god indikator i kriseprediksjon. Hanschel og Monnin (2005) finner at kredittgapet signifikant bidrar i prediksjon av stress i den sveitsiske banksektoren. I den opprinnelige analysen av bankstressindeksen inngår derimot ikke



kredittgapet signifikant i den endelige modellen. Igjen er det mulig at dette resultat preges av perioden modellen estimeres på.

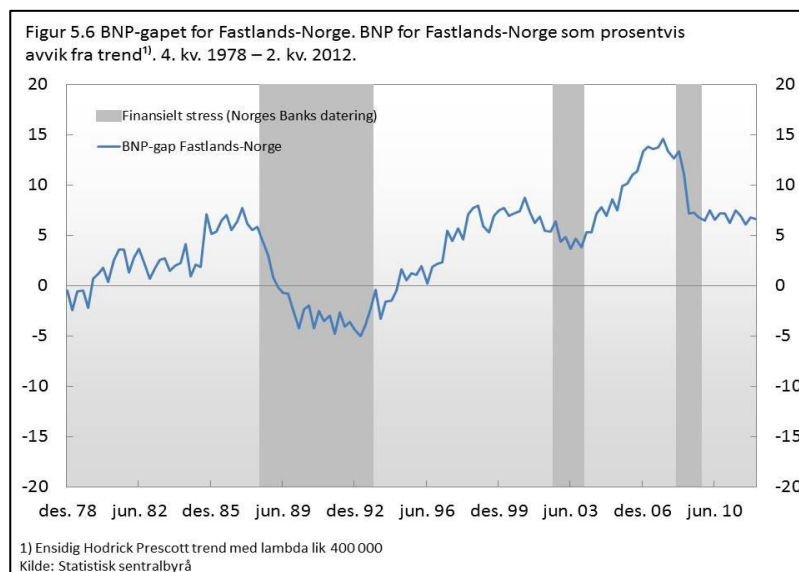
For en økonomi i vekst er det naturlig at kreditten øker. Men øker kreditten mye raskere enn BNP, så kredittraten øker, kan det være et tegn på en ubalansert utvikling. En økning i kredittraten kan for eksempel henge sammen med mer liberal utlånspraksis i bankene. En økonomi i vekst i kombinasjon med vekst i eiendomsprisene kan føre til at bankene anser risikoen som lavere enn det den er. Det kan føre til at bankene senker kredittstandardene, slik at lånesøknader ikke blir analysert grundig nok eller med strenge nok forutsetninger. En høy vekst i kredittraten kan føre til at husholdninger og bedrifter ender opp med for små marginer til å kunne takle endringer i den makroøkonomiske situasjonen, gjennom for eksempel en økt rente, uten å måtte redusere etterspørselen. Bankene kan påvirkes direkte gjennom tap på utlån og indirekte gjennom at den økonomiske aktiviteten synker når bedrifter og husholdninger strammer inn på investeringer og konsum for å kunne imøtekomme økte lånekostnader. Dette vil igjen påvirke lønnsomhetsraten og egenkapitalandelen.



Figur 5.5 viser at kredittgapet øker i forkant av de tre finansielle stressperiodene. Riiser (2005) påpeker at kredittgapet skiller seg fra aksjekursgapet, boligprisgapet og investeringsgapet ved at kredittgapet har en tendens til å fortsette å vokse inn i stressperiodene, mens de andre gapene gjerne faller forut for stressperiodene. Vi kan se at dette i noen grad er tilfellet også her. Det kan knyttes opp mot at kreditt tilpasser seg utviklingen i boligpriser og investeringer med et visst tidsetterslep. Dessuten tar det lenger tid å bygge ned gjeld (Riiser, 2005).

## 5.6 BNP-gapet for Fastlands-Norge

Vi inkluderer BNP for Fastlands-Norge i analysen. I Hanschel og Monnin (2005) og den opprinnelige analysen av bankstressindeksen antas det en negativ sammenheng mellom BNP og stressnivået i banksektoren. Dette forklares med at bankkriser har en tendens til å oppstå i nedgangstider. Fall i BNP fungerer da som en typisk utløsende faktor. I denne analysen ønsker vi imidlertid å fokusere særlig på makroøkonomiske variabler som sårbarhetsvariabler. Vi antar derfor en positiv sammenheng mellom BNP-gapet og bankstressindeksen, i tråd med resten av de makroøkonomiske gapene. En positiv sammenheng vil dessuten bedre variabelens egnethet som tidligvarslingsindikator, ettersom en negativ sammenheng gjerne oppstår relativt nærme stressutslaget i tid.

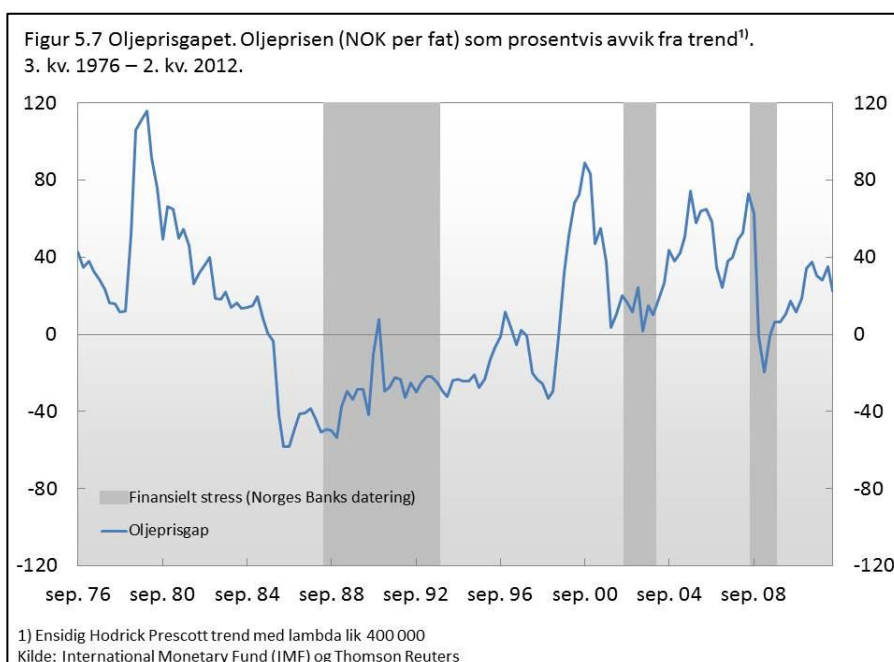


Vi tenker oss at økninger i BNP-gapet henger sammen med økninger i flere av de andre sårbarhetsvariablene, ved at høy økonomisk aktivitet gjerne nedjusterer aktørenes vurdering av risiko og oppjusterer forventninger om fortsatt vekst. Dersom BNP beveger seg langs en ikke opprettholdbar ekspansjonsbane, vil korreksjonen som eventuelt følger en forstyrrelse i økonomien kunne virke inn på flere av stressvariablene som er inkludert i indeksen for banksektoren. Figur 5.6 viser at BNP-gapet for Fastlands-Norge stiger både i forkant av bankkrisen og i forkant av finanskrisen. Toppen på gapet nås i begge tilfellene litt før stressperiodene begynner, og flater deretter ut frem mot krisene. Gjennom krisene faller gapet igjen. Det samme mønsteret observeres, i noe mindre grad, før perioden med finansielt stress i 2002 og 2003.

## 5.7 Oljeprisgap

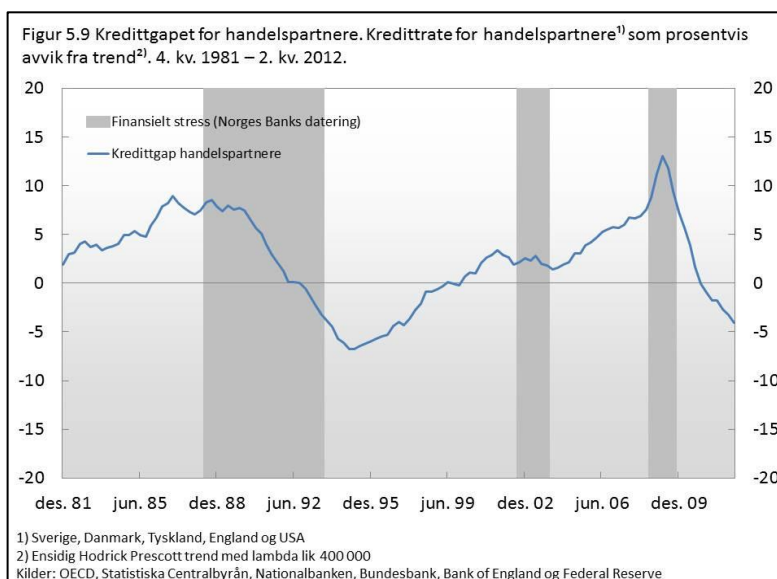
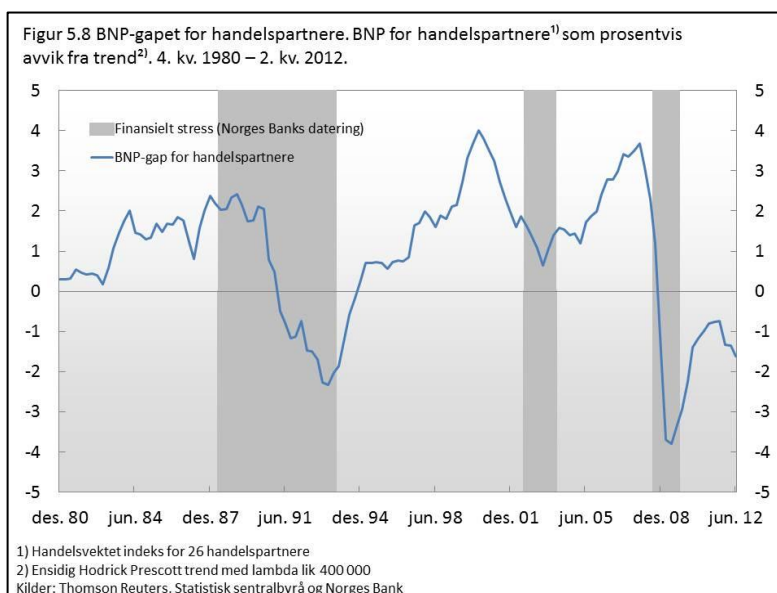
På grunn av mulig forskjell mellom utviklingen i petroleumssektoren og utviklingen i den norske økonomien ellers, er både BNP-gapet, kredittgapet og investeringsgapet inkludert for Fastlands-Norge. Petroleumssektoren er likevel svært viktig for norsk økonomi. Vi inkluderer derfor oljeprisen som en makroøkonomisk variabel i analysen. Vi ser på oljeprisen i kroner, fordi en stor del av kostnadene i denne sektoren er i kroner, slik at lønnsomheten ofte måles i kroner. Gapet er en av de fem makroøkonomiske gapene som inngår i den endelige modellen i analysen av den opprinnelige norske bankstressindeksen. Figur 5.7 viser at oljeprisgapet øker noe i forkant av krisene, men gapet øker og faller også uten at det følges av stressperioder.

Hvis oljeprisgapet øker mye over tid kan det bety at sårbarheter bygges opp, for eksempel ved for høye investeringer. Gjennom en norsk leverandørindustri som er økende i omfang vil oljeprisen også spille inn på investerings- og lånebeslutninger i fastlandsøkonomien. Det er en del usikkerhet knyttet til det fremtidige nivået på oljeprisen. Om dagens forventninger om utviklingen i oljeprisen viser seg ikke å slå til, for eksempel som følge av betydelig svakere vekst i landene i Asia, spesielt Kina, kan dette resultere i vesentlig lavere aktivitet i denne sektoren. Det vil kunne gi tap på investeringer og tap på utlån til bedrifter i sektoren. Et fall i oljeprisen vil dessuten kunne påvirke andre deler av økonomien, for eksempel ved at finanspolitikken over tid må justeres fordi avsetningen til oljefondet blir mindre enn ventet.



## 5.8 BNP-gap for handelspartnere og utenlandsk kredittgap

Utviklingen i internasjonal økonomi er viktig for den norske økonomien og den norske banksektoren fordi norsk økonomi er liten og åpen. Vi ønsker derfor å se på variabler som fanger opp sårbarheter også utenfor Norge. Vi inkluderer en handelsvektet indeks av BNP for Norges 26 nærmeste handelspartnere innen tradisjonell eksport. På samme måte som for Norge antas det at BNP henger tett sammen med andre sårbarhetsfaktorer hos våre handelspartnere, som for eksempel investeringer, eiendomspriser og aksjekurser, gjennom at god aktivitet i økonomien øker forventninger om fremtidig vekst i de forskjellige størrelsene. Hanschel og Monnin (2005) inkluderer en lignende variabel i sin analyse: BNP for euroområdet. I motsetning til Hanschel og Monnin (2005) og analysen av den opprinnelige norske bankstressindeksen, der det antas en negativ sammenheng mellom BNP-gapene og stressnivået i banksektoren, ser vi her på oppbygging av BNP-gapet for handelspartnere.



På grunn av kredittgapets sentrale rolle i oppbyggingen av ubalanser i økonomien inkluderes det et eget kredittgap for utlandet som et gjennomsnitt av kredittgapet for fem land som er viktige for de norske finansmarkedene: Sverige, Danmark, Tyskland, Storbritannia og USA. En oppbygging og påfølgende reversering av dette kredittgapet vil kunne gi stress i de utenlandske finansmarkedene.

Stress utenlands kan påvirke den norske banksektoren gjennom flere kanaler. For det første skapes noe av bankenes verdier i utlandet, slik at fall i verdier i utlandet vil spille direkte inn på bankenes balanse. For det andre henter norske banker mye finansiering i utlandet. Når det oppstår uro i finansmarkedene ute, vil det gjerne bli dyrere og vanskeligere for norske banker å oppnå utenlandsk finansiering. Situasjonen ute kan også påvirke bankene mer indirekte gjennom effekten på den norske realøkonomien. En oppbygging av ubalanser som utløser en resesjon vil redusere etterspørselen norske eksportbedrifter møter, og dermed kunne føre til økte utlånstap til denne sektoren. Generelt vil ofte aktiviteten i den norske økonomien også falle hvis vi får et fall i aktiviteten hos våre 26 nærmeste handelspartnere, noe som vil kunne spille inn på flere av de seks stressvariablene. Gjennom finanskrisen og euro-krisen har likevel aktiviteten i norsk økonomi holdt seg oppe, blant annet som følge av fortsatt vekst i petroleumsindustrien og relaterte næringer. Skulle oljeprisen derimot falle betydelig, kan dette endres markant. Figurer 5.8 og 5.9 viser at de utenlandske gapene øker i forkant av stressperiodene i den norske banksektoren.

## **Kapittel 6: Sammenhengen mellom bankstressindeksen og de makroøkonomiske gapene<sup>25</sup>**

Forut for tidligere perioder med uro i banksektoren har det ofte vært observert økninger i flere makroøkonomiske gap, slik disse er definert i kapittel 5. Dette kapitlet ser nærmere på sammenhengen mellom den konstruerte stressindeksen fra kapittel 4 og de makroøkonomiske variablene i kapittel 5. Vi søker å fremskrive stressindeksen ved bruk av laggede makroøkonomiske gap. Selv om det er flere metodiske utfordringer, er det likevel nyttig å se om laggede makroøkonomiske gap kan predikere et stressutslag av lignende størrelsesorden og til lignende tid som et utslag i den faktiske stressindeksen. Det kan i så fall støtte et videre arbeid med tidligvarslingsindikatorer.

Vi gjør både in-sample og out-of-sample fremskrivninger av stressindeksen over perioden fra tredje kvartal 2007 til andre kvartal 2012. Ved in-sample prediksjon bestemmes og estimeres modellen over hele perioden indeksen dekker. Modellen bestemmes da delvis over perioden den brukes til å predikere. Ved out-of-sample prediksjon bestemmes og estimeres modellen på perioden til og med andre kvartal 2007 og brukes deretter til å predikere utviklingen i banksektoren fra tredje kvartal 2007 og utover. Gapene er konstruert slik at verdien på et gitt tidspunkt kun gjenspeiler informasjon som var tilgjengelig for beslutningstakerne på dette tidspunktet. Både HP-trenden og standardavviket beregnes rekursivt. Stressindeksen vil derimot påvirkes av informasjon etter andre kvartal 2007 siden gjennomsnittet og standardavviket som brukes i standardiseringen beregnes over hele perioden. Vi oppnår dermed ikke en out-of-sample prediksjon i strengeste forstand. Ved både å fremskrive indeksen in-sample og out-of-sample kan vi se om finanskrisen er avgjørende for resultatene.

Analysen bygger på Riiser (2005) som fant at makroøkonomiske gap opptil seks år lagget kan signalisere norske bankkriser. Vi ønsker derfor i utgangspunktet å kunne kjøre en regresjon av bankstressindeksen på 24 lag (seks år av fire kvartaler) av de makroøkonomiske variablene. Dette er ikke gjennomførbart fordi det innebærer en regresjon av en avhengig variabel med 84 observasjoner på 225 uavhengige variabler (fra null til 24 lag av ni variabler). Variabelsettet må derfor reduseres vesentlig. Da kan ulike metoder brukes.

---

<sup>25</sup> En grundigere gjennomgang av metoden presenteres i appendiks C.

I analysen av den opprinnelige stressindeksen ble general-to-specific (Gets) analyse brukt i modellspesifisering.<sup>26</sup> Det tas da utgangspunkt i en svært generell modell, der alle variabler og lag som kan tenkes å påvirke den avhengige variabelen inngår. Deretter reduseres modellen ved å fjerne insignifikante variabler. På grunn av at antall frihetsgrader øker ved færre forklaringsvariabler, vil rekkefølgen variabler fjernes i ha betydning for hva som blir signifikant i neste runde. Derfor vil det ikke kun være én bestemt sti å følge til kun én bestemt modell: antall endelige modeller vil kunne være stort. En vanlig kritikk av denne metoden er mangelen på klare retningslinjer for hvordan man skal gå frem i reduksjonsprosessen. Vi ønsker å kunne bruke Gets også i denne analysen, men på grunn av at slik modellering er krevende og bygger mye på skjønn, ble det ansett som for omfattende for denne oppgavens omfang. En analyse basert på denne fremgangsmåten vil imidlertid være et naturlig steg videre ved senere arbeid med stressindeksen og de makroøkonomiske gapene.

Prinsipal komponent analyse (PCA) er en statistisk teknikk for datareduksjon, som i mindre grad enn Gets baseres på skjønn. PCA brukes blant annet i konstruksjonen av den norske FCI'en, jamfør omtalen av denne i kapittel 2. Ved denne metoden trekkes samvariasjonen i et sett av korrelerte variabler ut og presenteres i form av et nytt sett med ukorrelerte variabler kalt prinsipale komponenter. Store deler av variasjonen i de opprinnelige variablene fanges da ofte opp i noen få prinsipale komponenter, slik at antall variabler kan reduseres uten å miste for mye informasjon. Denne metoden begrenser lagstrukturen i de ulike forklaringsvariablene ved at alle variablene må inngå med samme lag. Vi ønsker å kunne ta høyde for at ulike makroøkonomiske gap kan påvirke utviklingen i banksektoren på ulike måter og dermed med ulike tidshorisonter. Prinsipal komponent analyse er da ikke spesielt egnet for vårt formål.

I denne oppgaven reduseres antall forklaringsvariabler ved å bruke korrelasjonsanalyse til å skille ut de mest relevante laggene for hvert av de makroøkonomiske gapene. Når det ikke er mulig å inkludere alle mulige relevante lag av hver variabel, ønsker vi å inkludere laggene som har sterkest sammenheng med stressindeksen. Riiser (2005) observerer at gapene har en tendens til å bygge seg opp og nå topper i forkant av bankkriser. Vi observerer mye av den samme tendensen for gapene i kapittel 5. Det er derfor tenkelig at sammenhengen mellom de makroøkonomiske gapene og stressindeksen er særlig sterk ved visse lag. I så tilfelle vil

---

<sup>26</sup> For en noe grundigere gjennomgang av general-to-specific modellering og prinsipal komponent analyse, se appendiks C.4.

korrelasjonsanalyse kunne kartlegge slik lagstruktur. En ulempe ved denne fremgangsmåten er at vi ser på ubetingede korrelasjoner, og dermed ikke tar hensyn til at forklaringsvariablene er korrelert, se tabell 6.3.

I Hanschel og Monnin (2005) og Winje (2012) inkluderes kun ett lag av hvert av de makroøkonomiske gapene i regresjonen. Denne fremgangsmåten gir en mer ryddig fremstilling. Samtidig vil en regresjon med færre forklaringsvariabler ha fler frihetsgrader, som kan gi mer robuste resultater. I tillegg kan det argumenteres at det er tilstrekkelig med et lag av hver variabel når hensikten primært er å kartlegge tidligvarslingsegenskaper, heller enn å utvikle en spesifikk modell for atferd- eller kausalsammenhenger. Formålet er mer å undersøke hvilke makroøkonomiske gap, fremfor hvor mange lag av de makroøkonomiske gapene, som utgjør sårbarheter for bankene.

Likevel er det sannsynlig at flere lag av de makroøkonomiske gapene kan ha en sammenheng med utviklingen i banksektoren. Ved regresjoner av stressindeksen på de makroøkonomiske gapene inkludert med ni lag hver slår ingen ut signifikant. Dette henger sammen med at denne regresjonen kun har to frihetsgrader. Det er derfor en avveining mellom en mer fullstendig modellering av stressindeksen og tap av frihetsgrader. Således lar vi gapene inngå med mer enn ett lag hver, samtidig som vi forsøker å begrense tapet av frihetsgrader. Dessuten undersøker vi hvor sensitive resultatene er for antall lag i regresjonen.

Vi ser først på korrelasjonene mellom stressindeksen og de makroøkonomiske gapene i 6.1. Med utgangspunkt i disse korrelasjonene kjøres regresjoner av indeksen på gapene i 6.2, der resultatene brukes til å fremskrive indeksen in-sample og out-of-sample. I 6.3 undersøkes robustheten til resultatene ved sensitivitetsanalyse, før vi avslutningsvis diskuterer utfordringer ved den valgte fremgangsmåten i 6.4.

## **6.1 Korrelasjonsanalyse**

Vi ser på korrelasjonene mellom de makroøkonomiske gapene og den endelige stressindeksen beregnet over to ulike perioder: en for in-sample modellering og en for out-of-sample modellering. Det beregnes korrelasjoner for både differanseform og nivåform. For de differansestasjonære variablene beregnes det i tillegg korrelasjoner mellom gapene på differanseform og stressindeksen på nivåform. Vi omtaler dette som korrelasjon på delvis



differanseform. Målet er en lagstruktur som er robust på tvers av formene og periodene korrelasjonene beregnes for. Tabell 6.1 presenterer lagget av de makroøkonomiske gapene med høyest korrelasjon med indeksen, samt den tilhørende korrelasjonskoeffisienten. Korrelasjonsplottene for de ulike gapene finnes i appendiks B.

Tabell 6.1 Korrelasjonsanalyse mellom stressindeksen og standardiserte makroøkonomiske gap. Tabellen viser lagget med høyest korrelasjon, med tilhørende korrelasjonskoeffisient i parentes.

		Aksjekurs- gap	Boligpris- gap	Nærings- eiendoms- gap	Invest.- gap	Kreditt- gap	BNP- gap	Oljepris- gap	BNP-gap handels- partnere	Utenl. kreditt- gap
Nivåform	→ 2012q2	10 (0,60)	16 (0,60)	23 (0,67)	18 (0,50)	8 (0,49)	18 (0,52)	8 (0,18)	10 (0,62)	7 (0,64)
	→ 2007q2	10 (0,66)	16 (0,60)	23 (0,75)	18 (0,51)	8 (0,48)	18 (0,56)	8 (0,12)	10 (0,78)	6 (0,70)
Delvis differanse- form	→ 2012q2		21 (0,71)	24 (0,14)	23 (0,20)	12 (0,34)	22 (0,25)		17 (0,35)	14 (0,48)
	→ 2007q2		21 (0,78)	24 (0,15)	23 (0,23)	12 (0,34)	22 (0,27)		17 (0,38)	14 (0,47)
Differanse- form	→ 2012q2	4 (0,32)	15 (0,34)	23 (0,33)	16 (0,20)	5 (0,36)	9 (0,18)	20 (0,26)	10 (0,37)	7 (0,32)
	→ 2007q2	4 (0,36)	15 (0,40)	23 (0,40)	19 (0,22)	5 (0,41)	12 (0,25)	8 (0,33)	10 (0,57)	7 (0,51)

Med få unntak er sammenhengen mellom gapene og stressindeksen sterkere på nivåform enn på delvis differanseform og differanseform. Aksjekursgapet, boligprisgapet og de utenlandske gapene har gjennomgående høy korrelasjon, mens oljeprisgapet skiller seg ut med gjennomgående lav korrelasjon. I tillegg viser tabell 6.1 at korrelasjonene ofte er høyere når de beregnes over den kortere perioden. Forskjellen i korrelasjonskoeffisientene mellom de to periodene er imidlertid sjelden stor.

Det vil være fordelaktig om korrelasjonen mellom gapene og indeksen er spesielt sterk ved visse lag, ettersom det da blir enklere å bestemme lagstruktur til regresjonsanalysen. Korrelasjonsplottene på nivåform i appendiks B tyder på at dette er tilfellet, selv om tendensen ikke er like tydelig for oljeprisgapet. Korrelasjonsplottene for de andre formene viser ikke alltid like tydelige topper rundt visse lag, der korrelasjonsplottene for differanseform er spesielt volatile. For korrelasjonene beregnet på delvis differanseform er det likevel ofte mulig å bestemme en periode der sammenhengen er sterkere.

Hvilket lag som har sterkest sammenheng med stressindeksen er i de fleste tilfellene konstant på tvers av periodene korrelasjonen beregnes over, men varierer avhengig av hvilken form korrelasjonen beregnes for. Størrelsen på denne variasjonen avhenger av det

makroøkonomiske gapet. Korrelasjonsplottene viser at det likevel ofte kan avgrenses en periode på mellom to og tre år der sammenhengen med stressindeksen er sterkest for alle de tre formene.

Analysen tar hensyn til at ulike makroøkonomiske gap kan spille inn på utviklingen i banksektoren på ulike måter, og til ulik tid, slik at lagstrukturen varierer mellom gapene. I tråd med Riiser (2005) finner vi at makroøkonomiske variabler lagget opptil seks år kan være relevant for utviklingen i den norske banksektoren. For eiendomsgapene, investeringsgapet og i noen grad BNP-gapet er det lange lag som gir høyest korrelasjon. At vekst i eiendomspriser kan signalisere økt stressnivå i banksektoren fem år senere kan henge sammen med at vekst i disse gapene underbygger en usunn utvikling for banksektoren ved at det bidrar til økte forventinger om videre vekst. Økt fremtidsoptimisme kan igjen virke inn på andre makroøkonomiske gap, som for eksempel kredittgapet. I tillegg kan for høye forventinger gjøre banksektoren mer sårbar på andre måter, for eksempel gjennom effekten på bankenes risikostyring. Mer generelt vil det å se på positive korrelasjoner mellom gapene og indeksen bidra til en lenger lagstruktur, enn om vi hadde sett på effekten på stressnivået ved fall i slike gap. For aksjekursgapet, kredittgapene, og til dels oljeprisgapet, gir kortere lag høyest korrelasjon. Også Riiser (2005) finner at kredittgapet gjerne topper seg nærmere stressperioden enn andre gap.

Korrelasjonsplottene i appendiks B viser også korrelasjonen mellom stressindeksen og ti leads av makrogapene. Korrelasjonen blir, for det fleste av variablene på nivåform, negativ litt i forkant av overgangen fra lags til leads. Altså er et høyt stressnivå i bankene korrelert med negative makroøkonomiske gap. Økt stress i banksektoren og lavere aktivitet i økonomien henger sammen. For kredittgapene blir korrelasjonene ikke negative før etter overgangen til leads, i tråd med at kredittgapene ofte ikke reduseres før etter stresset i bankene utløses.

## 6.2 Regresjonsanalyse

I utgangspunktet ønsker vi at alle variablene inngår på nivåform i regresjonsanalysen.<sup>27</sup> Samtidig ønsker vi å unngå at resultatene gjenspeiler spuriøse heller enn faktiske

---

<sup>27</sup> Resultater fra en slik regresjon presenteres i appendiks C.3.

sammenhenger. Begrepet spuriøs sammenheng viser til tilfeller der regresjonsanalyse gir signifikante resultater mellom variabler som i utgangspunktet er uavhengige. Dette kan for eksempel skje dersom både avhengig og uavhengig variabel har en stigende trend. For å unngå spuriøse sammenhenger må variablene inngå i regresjonen med serier som er svakt avhengige. Vi sier da at serien er integrert av nulte orden, eller  $I(0)$ . Dette innebærer at korrelasjonen mellom to observasjoner i en serie,  $x_t$  og  $x_{t+h}$ , går mot null når avstanden  $h$  mellom dem blir større. Korrelasjonen mellom de to observasjonene skal heller ikke avhenge av hvor i serien de befinner seg: den skal være uavhengig av  $t$ .

Ved Augmented Dickey-Fuller (ADF) test kan man identifisere om en serie inneholder en enhetsrot. Om det er tilfellet vil serien ikke være svakt avhengig, men integrert av første orden, eller  $I(1)$ . En slik serie kalles differansestasjonær ettersom den vil være svakt avhengig på differanseform. For den endelige stressindeksen (og den alternative stressindeksen) kan vi forkaste nullhypotesen om at serien inneholder en enhetsrot. Dette er ikke overraskende siden serien er standardisert. Kun for to av de makroøkonomiske gapene kan vi forkaste nullhypotesen i ADF-testen: aksjekursgapet og oljeprisgapet. De resterende syv gapene er differansestasjonære.

Vi estimerer følgende modell:

$$\begin{aligned}
 \text{Stressindeks}_t &= \alpha + \beta_1 \text{aksjekursgap}_{t-z_1} + \beta_2 \Delta \text{boligprisgap}_{t-z_{\Delta 2}} \\
 &+ \beta_3 \Delta \text{næringseiendomsgap}_{t-z_{\Delta 3}} + \beta_4 \Delta \text{investeringsgap}_{t-z_{\Delta 4}} \\
 &+ \beta_5 \Delta \text{kredittgap}_{t-z_{\Delta 5}} + \beta_6 \Delta \text{BNPgap}_{t-z_{\Delta 6}} + \beta_7 \text{oljeprisgap}_{t-z_7} \\
 &+ \beta_8 \Delta \text{utenl. BNPgap}_{t-z_8} + \beta_9 \Delta \text{utenl. kredittgap}_{t-z_{\Delta 9}}
 \end{aligned}$$

der laggene  $z_i$  bestemmes av korrelasjonsanalysen. Hvor mange og hvilke lag som inkluderes i regresjonen baseres skjønnsmessig på korrelasjonsplottene i appendiks B. For alle laggene inkluderer vi lagget med høyest korrelasjon med indeksen. For variabler der dette lagget er over fem år tilbake, inkluderes et ekstra kortere lag. Hvis det er klare forskjeller på lagstrukturen avhengig av om vi ser på nivåform eller delvis differanseform inkluderes det også et ekstra lag. For oljeprisgapet inkluderes to lag for å ta hensyn til at det er vanskelig å bestemme et gitt lag med sterkere sammenheng med stressindeksen. Vi ender opp med en korrelasjon der de makroøkonomiske gapene inngår med ett eller to lag hver.

Vi mistenker både seriekorrelerte og heteroskedastiske feilledd. Ved beregning av testobservatorene brukes derfor Newey-West standardavvik som er robuste for relativt arbitrære former av seriekorrelasjon og heteroskedastisitet (Wooldridge, 2009). Testobservatorene vil da være gyldige. Vi korrigerer for seriekorrelasjon opptil tre år bakover i tid. Sensitivitetsanalyse viser at valget av antall lag å korrigere for har liten betydning for de endelige modellene.

Tabell 6.2 Resultater fra regresjoner av den endelige stressindeksen på de makroøkonomiske gapene.<sup>1)2)</sup>

Makrogap (lag)	In-sample 1991q3 – 2012q2	Out-of-sample 1991q3 – 2007q2
Aksjekursgap (10)	0,335***	0,313***
ΔBoligprisgap (16)	0,218	0,837
ΔBoligprisgap (21)	1,876**	2,018**
ΔNæringseiendomsgap (14)	-0,188	-0,585
ΔNæringseiendomsgap (24)	-0,177	-0,433
ΔInvesteringsgap (18)	-0,173	-0,155
ΔInvesteringsgap (23)	0,182	0,240
ΔKredittgap (8)	-0,314	-0,072
ΔKredittgap (12)	-0,323	-0,427
ΔBNP-gap (18)	0,011	-0,040
ΔBNP-gap (22)	0,070	0,002
Oljeprisgap (4)	0,179	0,161
Oljeprisgap (8)	0,121	0,152
ΔUtenl. BNP-gap (10)	0,048	0,144
ΔUtenl. BNP-gap (17)	0,002	0,152
ΔUtenl. kredittgap (7)	-1,665**	-2,126***
ΔUtenl. kredittgap (14)	-0,282	-0,530
Konstantledd	-0,421**	-0,450***
N / residual degrees of freedom	84 / 66	64 / 46
Adjusted R <sup>2</sup>	0,628	0,644
RMSE (2007q2-2012q2)	0,487	0,603

1) Differansesestasjonære gap inngår på differanseform.  
2) Signifikansnivå: \* p<0,05, \*\* p<0,01 og \*\*\* p<0,001

Resultatene fra regresjonene presenteres i tabell 6.2. I begge regresjonene får vi signifikante koeffisienter for tre av ni makroøkonomiske gap: aksjekursgapet lagget ti kvartaler, boligprisgapet på differanseform lagget 21 kvartaler og det utenlandske kredittgapet på differanseform lagget syv kvartaler. Aktivagapene inngår med positivt fortegn, i tråd med ideen om at en oppbygging av disse gapene utgjør en sårbarhet for banksektoren. En økning i boligprisveksten over trend vil kunne signalisere økt stress i banksektoren rundt fem år frem i

tid, mens en økning i aksjekursgapet vil kunne signalisere stress i banksektoren litt over to år frem i tid. Det utenlandske kredittgapet inngår med negativt fortegn. Det kan knyttes opp mot at det inngår med et relativt kort lag, i forhold til at det kan ta tid før utenlandske ubalanser slår ut i stressnivået i norske banker. Gapet fungerer kanskje mer som en utløsende faktor enn som en sårbarhet. Modellenes prediksjonsegenskaper er imidlertid ikke sensitive overfor om denne siste variabelen inkluderes i modellen eller ikke.

Koeffisientestimatene er størst for boligprisgapet og det utenlandske kredittgapet. Ettersom utslaget for finanskrisen når et maksimum med en verdi på 1,43 standardavvik fra gjennomsnittet vil gapenes koeffisientestimer på over 1,5 kunne utgjøre en dramatisk økning i stressnivået. Tabell 6.2 viser også at koeffisientestimatene til boligprisgapet og det utenlandske kredittgapet er sterkere ved out-of-sample regresjon. Aksjekursgapet har i begge tilfellene en mer moderat effekt på stressnivået, men ved sammenligning av koeffisientene må det tas hensyn til at gapene inngår på ulik form.

For in-sample prediksjoner er det vanlig å bruke den justerte  $R^2$  som et «goodness-of-fit» mål, mens det for out-of-sample prediksjon er vanligere å bruke root mean squared error (RMSE). Ettersom RMSE er et mål på hvor mye prediksjonen avviker fra det den skal predikere, ønsker vi at denne verdien skal være lav. Ikke overraskende er RMSE lavere for in-sample modellen, siden denne estimeres over perioden den skal brukes til å predikere. Den justerte  $R^2$  er derimot svært lik for de to regresjonene, selv om den er noe høyere for modellen som estimeres over den korteste perioden.

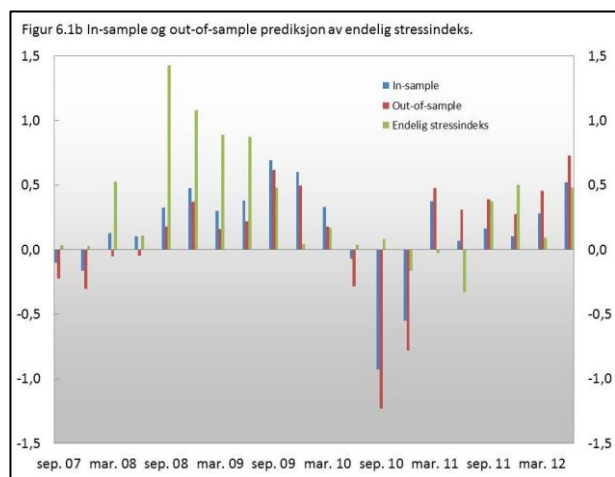
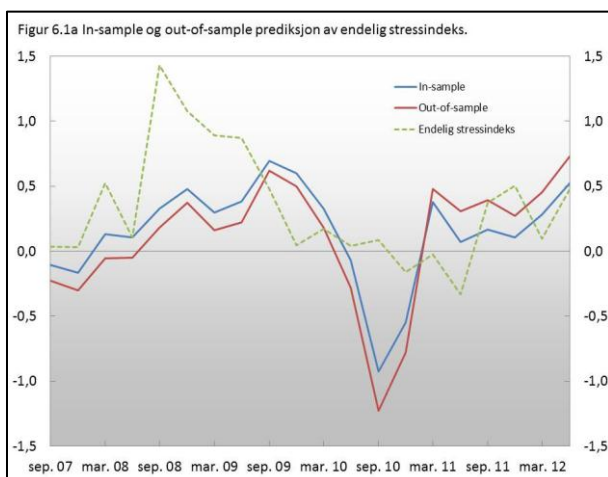
Resultatene i tabell 6.2 er robuste overfor små endringer i lagstrukturen. Hvilke variabler som inngår i modellen endres ikke dersom vi bruker et lag kortere eller et lag lengre for de signifikante variablene. Koeffisientestimatene endres dessuten minimalt. Videre undersøker vi hvor sensitive resultatene er for at variablene som er sterkest korrelert med de signifikante variablene utelates fra regresjonen. Tabell 6.3 viser at boligprisgapet er sterkest korrelert med det utenlandske BNP-gapet, mens aksjekursgapet er sterkest korrelert med oljeprisgapet. Det utenlandske kredittgapet er naturlig nok sterkest korrelert med det norske kredittgapet og det utenlandske BNP-gapet. Både utelatelse av disse gapene individuelt og utelatelse av kombinasjoner av gapene gir ingen endringer i hvilke variabler som slår ut signifikant. Til og med når både kredittgapet, oljeprisgapet og det utenlandske BNP-gapet utelates samtidig vil

den endelige modellen bestå av de samme makroøkonomiske gapene. Koeffisientestimatene endres også her minimalt.

Tabell 6.3 Korrelasjonsmatrise for de makroøkonomiske gapene.  
Periode t mot periode t. Beregnet over perioden fra 1982q1 til 2012q2.

Gap	Aksjekurs- gap	ΔBoligpris- gap	ΔNærings- eiendoms- gap	ΔInvest.- gap	ΔKreditt- gap	ΔBNP- gap	Oljepris- gap	ΔUtenl. BNP-gap	ΔUtenl. kredittgap
Aksjekursgap	1,00								
ΔBoligprisgap	0,18	1,00							
ΔNærings- eiendoms- gap	0,32	0,21	1,00						
ΔInvesterings- gap	0,10	0,23	0,19	1,00					
ΔKredittgap	0,25	0,17	0,05	-0,10	1,00				
ΔBNP-gap	0,20	0,27	0,18	0,00	0,00	1,00			
Oljeprisgap	0,49	-0,04	0,22	0,03	0,28	0,09	1,00		
ΔUtenlandsk BNP-gap	0,26	0,49	0,28	0,20	-0,05	0,28	0,01	1,00	
ΔUtenlandsk kredittgap	0,23	-0,08	-0,15	-0,08	0,43	-0,17	0,17	-0,40	1,00

Ut i fra resultatene i tabell 6.2 beregner vi predikerte indekser over perioden fra og med tredje kvartal 2007 til og med andre kvartal 2012, se figur 6.1a. Både in-sample og out-of-sample prediksjonen gir et løft i stressnivået for finanskrisen. Relativt til utslaget for finanskrisen i den faktiske stressindeksen er utslaget i de predikerte indeksene mindre, samt noe forsinket. Borio og Lowe (2002) påpeker at det er mulig å finne faktorer som øker sannsynligheten for en bankkrise, men timingen av utslaget er vanskelig å predikere.



Det er ikke å vente at den predikerte indeksen vil følge den den faktiske indeksen perfekt. For det første er sårbarhetsbildet mer omfattende og sammensatt enn hva som fanges opp av de makroøkonomiske variablene. Både sårbarheter innad i banksektoren og mer underliggende

sårbarhetsfaktorer som påvirker insentiver og forventinger vil være av betydning. For det andre inkluderer analysen ingen utløsende faktor for ubalansene vi ser på. Finansielt stress presenteres i kapittel 1 som et produkt av sårbarhet og sjokk, mens vi her kun modellerer sårbarhetene. For det tredje er utslaget som skal predikeres noe spesielt i den forstand at finanskrisen traff Norge som et sjokk fra utlandet. Våre hovedsakelig norske sårbarhetsvariabler kan ikke ventes å fange opp effektene på den norske banksektoren av konkursen i Lehman Brothers.

Hanschel og Monnin (2005) fokuserer på hvor mange av tidsperiodene prediksjonen gir riktig retning for. Figur 6.1b viser at in-sample prediksjonen gir en verdi med riktig fortegn i 14 av 20 kvartaler, mens out-of-sample prediksjonen gir en verdi med riktig fortegn i tolv av 20 kvartaler. Ideelt sett ønsker vi at disse andelene er høyere, samt at utslaget for finanskrisen i de predikerte indeksene er noe sterkere. Det er likevel et poeng at en kombinasjon av makroøkonomiske gap med positivt fortegn kan predikere en økning i stressnivået i banksektoren både in-sample og out-of-sample. Det underbygger at en oppbygging av ubalanser i gode tider kan signalisere en sårbar banksektor.

## **6.3 Sensitivitetsanalyse: Hvor robuste er resultatene?**

### *6.3.1 Eiendomsgap på nivåform*

Ved en ADF-test, som brukes for å avgjøre om variablene inngår i regresjonen på nivå- eller differanseform, tas det utgangspunkt i en autoregressiv (AR) modell av variabelen som testes. Vi kjører opptil ti ulike slike modeller for hver variabel og bruker så det Bayesianske informasjonskriteriet (BIC) til å avgjøre hvilken modell testen baseres på. For nesten alle variablene er testens resultat, og dermed seriens egenskaper, ikke særlig sensitiv overfor hvilken modell vi bruker. Men for boligprisgapet, og i noen grad prisgapet for næringseiendom, er resultatene relativt sårbare for valg av AR-modell. ADF-testen av boligprisgapet basert på AR-modellen med den laveste BIC-verdien viser at serien inneholder en enhetsrot, men for seks av åtte AR-modeller av boligprisgapet kan vi forkaste nullhypotesen om enhetsrot i serien. For prisgapet for næringseiendom angir ADF-testen at serien er svakt avhengig for halvparten av AR-modellene. Vi undersøker derfor hvor sensitive resultatene fra tabell 6.2 er for at eiendomsgapene inngår på nivåform fremfor differanseform i regresjonsanalysen.

Vi kjører da tre alternative in-sample regresjoner: (1) en regresjon med kun boligprisgapet på nivåform, (2) en regresjon med kun prisgapet for næringseiendom på nivåform, og (3) en regresjon med begge eiendomsprisgapene på nivåform. Dette gir følgende modeller:

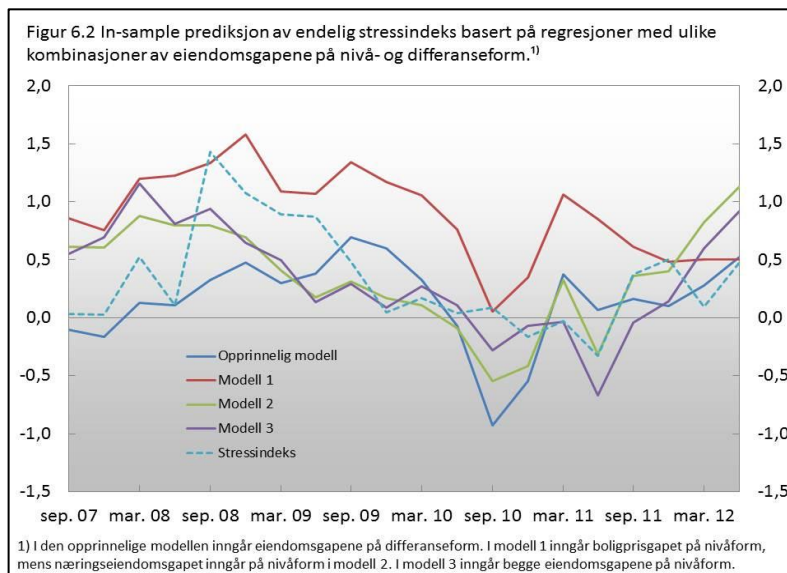
- 1)  $SI_t =$   
 $0,380 \text{ aksjekursgap}_{t-10} + 0,356 \text{ boligprisgap}_{t-16} - 1,518 \Delta u. \text{ kredittgap}_{t-7} -$   
 $0,767 \Delta u. \text{ kredittgap}_{t-14}$
- 2)  $SI_t =$   
 $0,332 \text{ aksjekursgap}_{t-10} + 0,730 \Delta \text{ boligprisgap}_{t-21} -$   
 $0,224 \text{ næringseiendomsgap}_{t-14} + 0,469 \text{ næringseiendomsgap}_{t-23} -$   
 $0,818 \Delta u. \text{ kredittgap}_{t-7}$
- 3)  $SI_t = -0,188 + 0,393 \text{ aksjekursgap}_{t-10} - 0,205 \text{ næringseiendomsgap}_{t-14} +$   
 $0,611 \text{ næringseiendomsgap}_{t-23} + 0,280 \Delta \text{ BNPgap}_{t-22}$

I likhet med de opprinnelige modellene i tabell 6.2 består modell 1 til 3 av en kombinasjon av aksjekursgapet, et eiendomsgap og et tredje gap. I modellen med kun en av eiendomsgapene på nivåform inngår det utenlandske kredittgapet som det tredje gapet, mens det i den tredje modellen er BNP-gapet for Fastlands-Norge. Modell 1 viser at koeffisientestimatet til boligprisgapet er større på differanseform enn nivåform. Dette gjenspeiles i korrelasjonsanalysen der sammenhengen mellom boligprisgapet og stressindeksen er sterkest på delvis differanseform. I tillegg reduseres koeffisientestimatet til boligprisgapet, relativt til modellene i tabell 6.2, på differanseform når næringseiendomsgapet på nivåform inngår i modell, se modell 2. Koeffisientestimatet til aksjekursgapet i de tre modellene er på størrelse med koeffisientestimatet i tabell 6.2. I de regresjonene der prisgapet for næringseiendom inngår på nivåform er begge laggene av gapet signifikant. Gapet med kortest lag inngår med negativt fortegn, i tråd med at korrelasjonen med indeksen er betraktelig høyere ved lange lag for dette gapet.

Modellene gir predikerte stressindekser med positive verdier for stress gjennom store deler av perioden, se figur 6.2. Modell 2 predikerer et utslag som er høyere enn utslaget i den faktiske indeksen, i tillegg til at det varer lenger. Det kan henge sammen med at det utenlandske kredittgapet inngår med negativt fortegn, slik at når kredittgapet faller i 2007/2008 gir det en økning i stressindeksen. For de to modellene der prisgapet for næringseiendom inngår på nivåform kommer utslaget i de predikerte indeksene noe tidligere enn utslaget i den faktiske



indeksen. Det er positivt at formen eiendomsgapene inngår på ikke er avgjørende for at modellen skal kunne predikere en økning i stresset. Tilsvarende regresjoner for out-of-sample prediksjon gir omtrent like resultater.



### 6.3.2 Antall lag av hvert av de makroøkonomiske gapene i regresjonen

Vi ønsker å undersøke hvor sensitive resultatene i tabell 6.2 er for hvor mange lag av hvert av de makroøkonomiske gapene som inkluderes i regresjonen. Hanschel og Monnin (2005) tillater kun et lag av hvert gap i sin analyse. Tar vi utgangspunkt i lagget med høyest korrelasjon med indeksen får vi følgende (4) in-sample og (5) out-of-sample modeller:

$$4) SI_t = 0,238 \text{ aksjekursgap}_{t-10} + 1,98 \Delta \text{boligprisgap}_{t-21}$$

$$5) SI_t = -0,296 + 2,307 \Delta \text{boligprisgap}_{t-21}$$

Modellene reduseres til å kun bestå av aktivagap. I in-sample modellen er det igjen aksjekursgapet og boligprisgapet som er signifikant. I out-of-sample modellen inngår kun boligprisgapet og et konstantledd. Koeffisientestimatene til boligprisgapet er større enn i andre modeller der det inngår signifikant, mens koeffisientestimatet til aksjekursgapet er lavere enn i tidligere modeller.

Korrelasjonsplottene i appendiks B viser at det gjerne er noen lag for hvert gap som sammen dekker en periode der gapet har sterkest sammenheng med stressindeksen. Det velges derfor en lagstruktur ut i fra korrelasjonsplottene som inkluderer de mest relevante laggene for hver variabel. For aksjekursgapet, boligprisgapet, kredittgapet og de utenlandske gapene er dette en relativt enkel øvelse. Korrelasjonen for næringsseiendomsgapet, investeringsgapet og BNP-

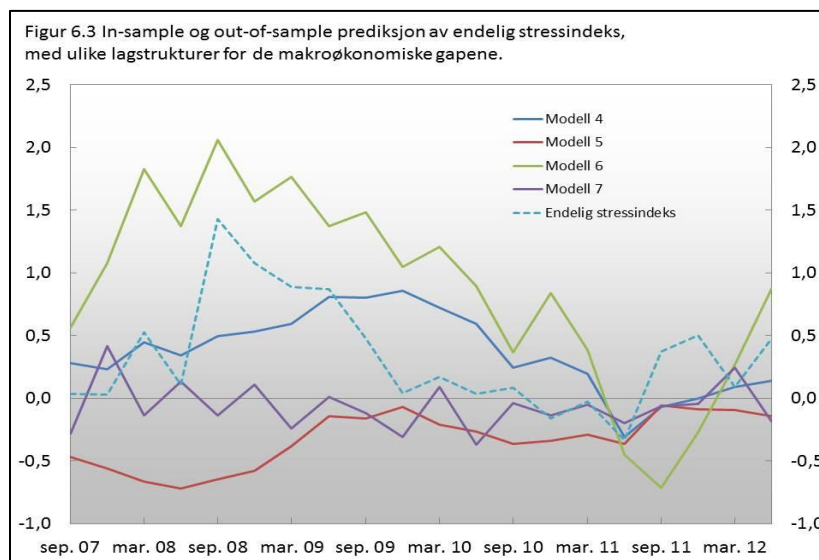
gapet for Fastlands-Norge på delvis differanseform er kun positiv for de lengste laggene. Å velge ut lag med positiv korrelasjon byr derfor ikke på store problemer til tross for relativt volatile serier. For oljeprisgapet er det flere lag med omtrent like høye korrelasjoner, så for dette gapet inkluderes det noen flere lag i regresjonen.

Hvert av de makroøkonomiske gapene inkluderes i regresjonen med to til fem lag avhengig av utviklingen i korrelasjonsplottene. Vi får følgende endelige modeller for regresjonene over perioden frem til (6) andre kvartal 2012 og (7) andre kvartal 2007:

$$6) SI_t = 0,458 \text{ aksjekursgap}_{t-10} - 0,317 \Delta \text{investeringsgap}_{t-22} - 0,407 \Delta \text{investeringsgap}_{t-23} - 0,344 \Delta \text{BNPgap}_{t-23} + 1,466 \Delta \text{u. kredittgap}_{t-14}$$

$$7) SI_t = -0,439 \Delta \text{investeringsgap}_{t-22} - 0,432 \Delta \text{u. BNPgap}_{t-18}$$

Kun aksjekursgapet lagget ti kvartaler inngår også i modellene med færre lag inkludert. Det utenlandske kredittgapet lagget 14 kvartaler inngår med positivt fortegn i in-sample modellen. Det kan tyde på at det negative fortegnet for dette gapet i de andre regresjonene skyldes det relativt korte lagget. Investeringsgapet inngår med to ulike lag, begge med negative fortegn, i tillegg til at det utenlandske BNP-gapet inngår med positivt fortegn. Out-of-sample modellen består kun av investeringsgapet og det utenlandske BNP-gapet, begge med negative fortegn. Her inngår altså for første gang ingen aktivagap i den endelige modellen.



Det er tydelig at modellene er sensitive for antall lag av hvert gap som inkluderes. Aktivagapene viser seg imidlertid som signifikante på tvers av de fleste regresjonene. Figur

6.3 viser prediksjonene for modell 4 til 7. For disse lagstrukturene gir ikke out-of-sample prediksjonene løft i stressnivået under hele perioden, da det var både finanskrisen og deretter stasgjeldskrise i Europa med implikasjon for banksektoren der. In-sample prediksjonene gir derimot positive verdier i perioden det ses på. Antall lag i regresjonsanalysen er altså ikke avgjørende for om in-sample prediksjonene gir et utslag i riktig retning.

### 6.3.3 Alternativ indeks som avhengig variabel

Ved out-of-sample prediksjon er det kun ett ordentlig utslag for stress i perioden modellen estimeres på, men med den endelige indeksen fanges ikke hele bankkrisen opp ettersom indeksen først begynner i tredje kvartal 1991. I kapittel 5 konstrueres derfor en alternativ indeks som begynner i første kvartal 1988. Med denne indeksen kan sammenhengen mellom de makroøkonomiske gapene og utviklingen under bankkrisen bedre estimeres. Korrelasjonsanalysen mellom de makroøkonomiske gapene og den alternative indeksen gir i stor grad samme lagstruktur som for den endelige indeksen, men korrelasjonskoeffisientene er gjennomgående lavere for den alternative indeksen.

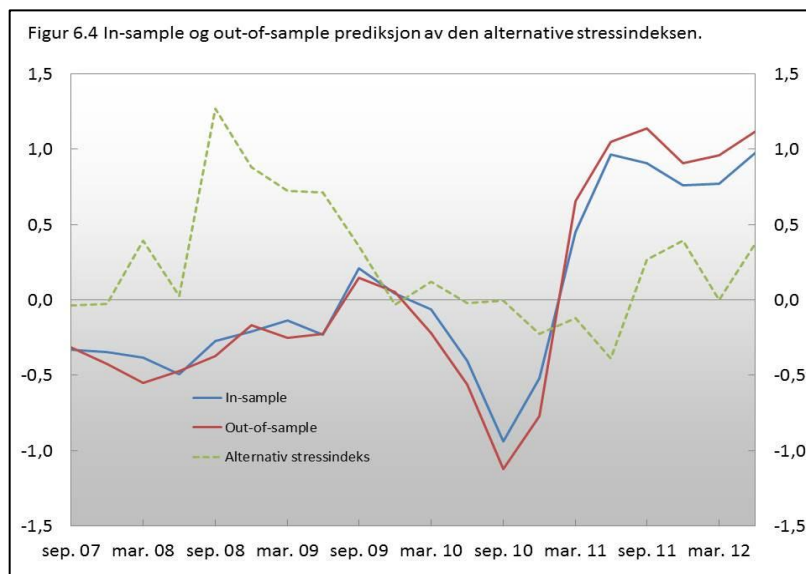
Tabell 6.4 Resultater fra regresjoner av den alternative stressindeksen på de makroøkonomiske gapene. <sup>1)2)</sup>

Makrogap (lag)	In-sample 1991q3 – 2012q2	Out-of-sample 1991q3 – 2007q2
Aksjekursgap (7)	0,126	0,136
Aksjekursgap (10)	0,083	-0,003
ΔBoligprisgap (16)	0,658	0,544
ΔBoligprisgap (21)	1,425**	1,764**
ΔNæringseiendomsgap (9)	-0,139	-0,375
ΔNæringseiendomsgap (24)	-0,044	0,045
ΔInvesteringsgap (20)	-0,057	-0,062
ΔInvesteringsgap (23)	0,114	0,156
ΔKredittgap (8)	-0,725	-0,729
ΔKredittgap (15)	0,088	0,252
ΔBNP-gap (19)	0,081	0,082
ΔBNP-gap (22)	0,220**	0,196
Oljeprisgap (4)	-0,077	-0,066
Oljeprisgap (8)	0,013	-0,044
ΔUtenl. BNP-gap (10)	0,317	0,298
ΔUtenl. BNP-gap (14)	0,147	0,123
ΔUtenl. kredittgap (7)	-1,611**	-2,040***
ΔUtenl. kredittgap (11)	0,774	0,901
Konstantledd	-0,159	-0,211
N / residual degrees of freedom	96 / 77	76 / 57
Adjusted R <sup>2</sup>	0,469	0,515
RMSE (2007q2-2012q2)	0,763	0,864

1) Differanse-stasjonære makroøkonomiske gap inngår på differanse-form.  
2) Signifikansnivå: \* p<0,05, \*\* p<0,01 og \*\*\* p<0,001

I likhet med modellen for den endelige indeksen inngår boligprisgapet på differanseform lagget 21 kvartaler også med et sterkt positivt, om enn noe mindre, koeffisientestimat i modellen av den alternative indeksen, se tabell 6.4. I tillegg får vi signifikante negative koeffisientestimater for det utenlandske kredittgapet på differanseform lagget syv kvartaler. In-sample modellen inneholder dessuten BNP-gapet for Fastlands-Norge lagget 22 kvartaler med positivt fortegn. Tabell 6.4 viser at en del av gapene får koeffisienter med motstridende fortegn for de ulike laggene. I slike tilfeller er det konsekvent det korteste lagget som har en negativ effekt på stressindeksen. Det tyder på at lange lag kan være mest nyttig når man er interessert i hvordan *oppbyggingen* av gapene påvirker stressnivået i banksektoren.

Figur 6.4 viser at ingen av modellene i tabell 6.4 gir et løft i stressnivået under finanskrisen. Mot slutten av perioden stiger likevel begge indeksene markant på grunn av fall i det utenlandske kredittgapet under finanskrisen. Gapet inngår med kun syv kvartalers lag i modellen, slik at effekten av finanskrisen fanges opp i indeksen utvikling mot slutten av perioden vi ser på. Ekskluderes kredittgapene fra modellen forsvinner utslaget.



Endringer i resultatene når vi ser på den alternative indeksen fremfor den endelige indeksen vil skyldes bankkrisens effekt på sammenhengene fra tabell 6.2. At aksjekursgapet ikke lenger inngår signifikant i modellen henger gjerne sammen med at det relativt til utviklingen i forkant av finanskrisen var en mindre og senere vekst i gapet i forkant av bankkrisen, se figur 5.1. Gerdrup, Hammersland og Naug (2006) påpeker at sammenhengene mellom realøkonomien og finansielle størrelser trolig har endret seg over tid. De tror at sammenhengene mellom disse størrelsene gjerne vil være mer stabil etter 1993 enn over en

periode som strekker seg lenger tilbake i tid. Dette skyldes dereguleringen av kreditt- og boligmarkedet på 1980-tallet og den påfølgende bankkrisen. Dette kunne vært et argument for å bruke en kortere periode i denne analysen, men ettersom vi er opptatt av å avdekke sammenhenger som er gjeldende på tvers av ulike rammeverk velger vi å se på en så lang periode som mulig. At resultatene til Riiser (2005) baseres på dataserier tilbake til 1819, forteller oss at det er mulig å finne slike sammenhenger også med lenger tidshorisonter.

## 6.4 utfordringer ved metoden

I dette kapitlet har vi søkt å fremskrive utviklingen i banksektoren, representert ved stressindeksen, ved å bruke laggede makroøkonomiske gap. Fremgangsmåten byr imidlertid på flere problemer.

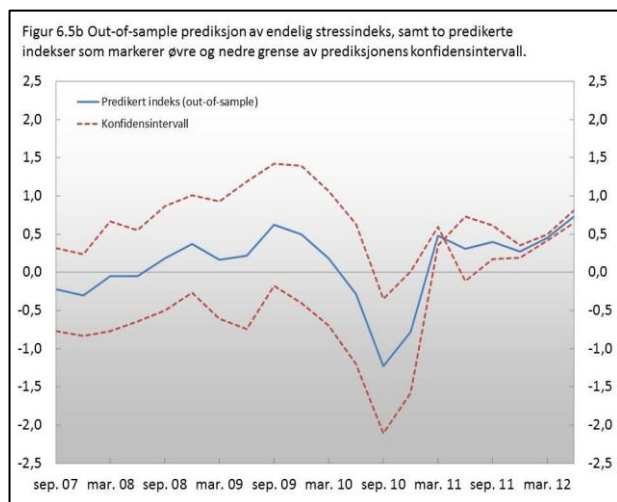
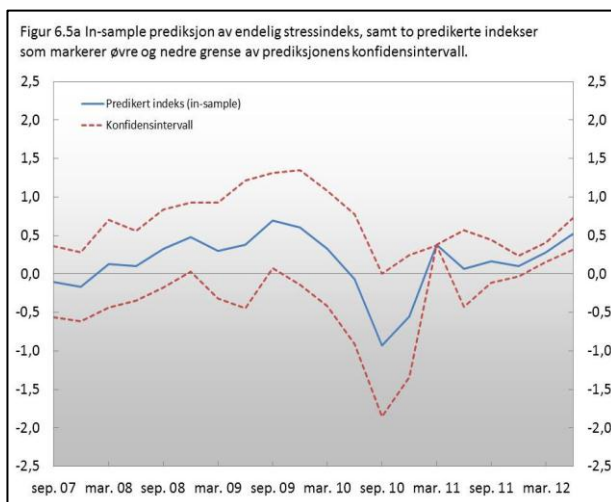
For det første bruker vi en korrelasjonsanalyse basert på ubetingede korrelasjoner for å avgjøre hvilke lag av de makroøkonomiske variablene som inkluderes i regresjonsanalysen. Disse ubetingede korrelasjonene tar ikke hensyn til at forklaringsvariablene er korrelert, og vil dermed ikke nødvendigvis gi den kombinasjonen av laggede variabler som sammen best forklarer utviklingen i stressindeksen.

Hanschel og Monnin (2005) påpeker at det ved denne fremgangsmåten både er knyttet usikkerhet til den avhengige variabelen og til sammenhengen mellom den avhengige og de uavhengige variablene. Vi bruker et konstruert mål som avhengig variabel. Til tross for at vi mener indeksen gir et relativt godt bilde av utviklingen i den norske banksektoren over perioden, vil den være preget av målefeil. Målefeil i avhengig variabel er hovedsakelig et problem dersom målefeilen er korrelert med forklaringsvariablene. I analysen er det lite sannsynlig at det er en slik systematisk sammenheng, spesielt siden forklaringsvariablene inngår lagget. Det vil likevel være knyttet noe usikkerhet til om den avhengige variabelen fanger opp det den er ment til å fange opp. Vi antar i tillegg en lineær sammenheng mellom stressindeksen og makrogapene. Viser denne antagelsen seg å være brutt vil vi ikke få konsistente koeffisientestimater.

En annen viktig forutsetning for konsistente koeffisientestimater er eksogene forklaringsvariabler: de makroøkonomiske gapene skal være uavhengige av feilledet. Vi kan vanskelig forsvare at denne forutsetningen er oppfylt. Vi forsøker ikke en fullstendig modellering av utviklingen i banksektoren, men fokuserer utelukkende på oppbyggingen i

makroøkonomiske variabler. Det gjør at variabler som har en effekt på bankenes stressnivå utelates fra regresjonen. Eksempler på slike variabler kan være sårbarheter innad i banksektoren, som for eksempel variabler knyttet til bankenes likviditets- og soliditetsstyring. Slike variabler vil gjerne påvirkes av, og påvirke, makroøkonomien. Flere lag av forklaringsvariablene vil også kunne være av relevans for utviklingen i bankenes stressnivå, samtidig som de er korrelert med laggene som faktisk inngår i regresjonene. Dessuten vil både utviklingen i banksektoren og i makroøkonomien kunne drives av samme underliggende faktorer. Det vil altså opplagt være endogenitet i vår modellering. Vi korrigerer ikke for dette, og vil dermed ikke få konsistente resultater. Vi trekker derfor ingen kausale slutninger angående sammenhengen mellom gapene og stressindeksen.

Til sist vil prediksjonene våre være usikre. Dersom vi bruker et 95 prosent konfidensintervall til å beregne en øvre og nedre grense for de predikerte indeksene ser vi at det er mulig å oppnå prediksjoner som ikke gir et løft i stressnivået for perioden vi ser på, se figur 6.5a og 6.5b, men store deler av konfidensintervallet ligger på positive verdier.



### 6.4.1 Lucas-kritikken

Vår hensikt er å undersøke om de makroøkonomiske variablene kan fungere som tidligvarslingsindikatorer for stress i banksektoren. Det er da ikke nødvendig å trekke kausale slutninger, men å finne empiriske sammenhenger som er konstante over tid. Om de makroøkonomiske gapene kun gjenspeiler en usunn utvikling i mer fundamentale faktorer som påvirker banksektoren, kan de likevel være nyttige som tidligvarslingsindikatorer.

Robert Lucas fikk Nobelprisen i økonomi i 1995 blant annet for sitt arbeid med hypotesen om rasjonelle forventinger og hvordan en slik forventingsdannelse gjør det vanskelig å predikere fremtidige effekter av en politikkbeslutning basert på historiske sammenhenger. Han mente at aktørene ville tilpasse sine forventinger til politikkomlegginger og at konsekvensene av omleggingene dermed ikke ville kunne utledes kun basert på historie. Implikasjonene av dette er at fremtiden best predikeres basert på et mikrofundament som tar hensyn til at aktørenes forventinger og insentiver vil tilpasses politikkomlegginger. At man tidligere har observert en empirisk sammenheng er ingen garanti for at denne vil gjelde også i fremtiden.

I den forstand har hans arbeid betydning for denne oppgaven, ettersom vi bruker historiske sammenhenger til å fremskrive utviklingen i banksektoren. Et problem med en analyse basert på historiske data over en relativt lang periode vil være at det vil dekke ulike politikkregimer og regulatoriske rammeverk. Likevel vil empiriske sammenhenger som har vist seg å gjelde på tvers av ulike regimer og rammeverk kunne være informative hvis de faktisk kan varsle at bankene er sårbare. Men det endrer ikke på at beslutninger om politikkomlegginger bør bygge på et mer grunnleggende mikrofundament som søker å identifisere hvilke faktorer som forklarer den uønskede utviklingen.

## Oppsummering og avsluttende kommentarer

Vi har i denne oppgaven utviklet en stressindeks for den norske banksektoren, et samlemål for problemer i sektoren over perioden tredje kvartal 1991 til andre kvartal 2012. Denne indeksen er den første i Norge som fokuserer kun på banksektoren. Vonen (2011) utvikler en norsk indeks for finansielle forhold (FCI) som tar for seg finanssektoren som helhet. FCI'en er imidlertid konstruert som en ledende sårbarhetsindeks for BNP-vekst, mens bankstressindeksen sier noe om nåsituasjonen.

Stressindeksen er konstruert som et gjennomsnitt av seks bankspesifikke variabler. Både utvalget av variabler og metoden for sammensettingen av variablene vil kunne revideres ved behov. De inkluderte variablene gjenspeiler hvordan stress så langt har vist seg i banksektoren. Men endringer i banksektoren, for eksempel som følge av endret regulering og teknologisk utvikling, vil kunne føre til at relevansen av gjeldende variabler reduseres og at nye variabler blir aktuelle. Dersom indeksen i fremtiden ikke gir et godt bilde av bankenes problemer, bør variabelutvalget revideres. Variabelutvalget er begrenset av at seriene må ha en viss frekvens og lengde. En indeks med høyere frekvens, gjerne månedlig, hadde likevel vært fordelaktig. En videreutvikling av indeksen kan derfor være å finne variabler, med serier på månedsfrekvens, som fanger opp de samme eller tilsvarende forhold som variablene på kvartalsfrekvens.

Videre vil metoden for sammenvekting av variablene kunne utredes nærmere. I denne oppgaven har vi brukt identiske vekter, som er den vanligste metoden i lignende litteratur (Hanschel og Monnin, 2005). Ettersom de ulike variablene sannsynligvis er av ulik betydning for stressnivået i banksektoren, er ikke dette nødvendigvis den korrekte tilnærmingen. Å tilegne vekter til de ulike variablene er imidlertid utfordrende, spesielt siden deres relative betydning for stressnivået kan endres over tid. Prinsipal komponent analyse kan beregne sammenhengen mellom enkeltvariablene og samvariasjon i variabelsettet. Antar man at den største delen av samvariasjonen mellom variablene skyldes finansielt stress, kan disse beregnede sammenhengene brukes som vekter. Metoden brukes i flere lignende indekser, blant annet den norske FCI'en. Det hadde derfor vært interessant å se hvordan denne vektingsmetoden påvirker utviklingen i bankstressindeksen.



Den norske bankstressindeksen er nyttig fordi den kan gi et oversiktlig helhetsinntrykk av bankenes problemer sammenlignet med tidligere erfaringer. Indeksen kan også brukes til å analysere om stressnivået i banksektoren kan forutsies. For å se på hvordan makroøkonomiske ubalanser egner seg som tidligvarslingsindikatorer for stress i banksektoren har vi fremskrevet stressindeksen ved bruk av laggede makroøkonomiske gap.

I analysen av sammenhengen mellom bankstressindeksen og de makroøkonomiske gapene fant vi at en positiv kombinasjon av aksjekursgapet på nivåform og boligprisgapet på differanseform predikerte en økning i stressnivået for finanskrisen, både in-sample og out-of-sample. Sensitivitetsanalysen viste imidlertid at resultatene ikke var særlig robuste overfor ulike spesifikasjoner av regresjonene. Dessuten vil ikke koeffisientestimatene være konsistente, blant annet på grunn av endogene forklaringsvariabler. Det er derfor knyttet ikke ubetydelig usikkerhet til den spesifikke modellen vi kom frem til.

Også Hanschel og Monnin (2005) oppnår lite robuste resultater for den sveitsiske bankstressindeksen. Deres endelige modell består av seks av våre ni makroøkonomiske gap med et spesifikt lag hver: aksjekursgapet lagget fire år, boligprisgapet lagget tre år, investeringsgapet ulagget, kredittgapet lagget to år og både innenlandsk og utenlandsk BNP-gap lagget henholdsvis ett og tre år. Hvis vi tar utgangspunkt i denne modellspesifikasjonen for de norske seriene får vi en predikert indeks som gir et løft i stressnivået i 2009. Denne økningen i stressnivået varer ut perioden: sommeren 2012 viser indeksen et stressnivå vesentlig høyere enn toppnivået i utslaget for bankkrisen i den faktiske indeksen. Hanschel og Monnins (2005) modell kan derfor ikke sies å være godt egnet til å signalisere stress i den norske banksektoren. At investeringsgapet ikke inngår lagget gjør dessuten at modellen er lite egnet som tidligvarslingsmodell.

Riiser (2005) finner at aksjekursgapet, boligprisgapet, investeringsgapet og kredittgapet lagget mellom ett og seks år tilbake i tid kan være nyttige i å signalisere bankkriser Norge. Vår analyse viste også at lag opp mot seks år bakover i tid kan bidra i fremskriving av stressindeksen. Spesielt inngikk eiendomsgapene på differanseform med lange lag. Det kan tenkes at oppbygging av disse gapene, med langvarig vekst i eiendomspriser over trend, påvirker forventningene til banker, husholdninger og foretak. Eiendomsgapene kan på denne måten underbygge en eventuell ubalansert utvikling i banksektoren. Videre finner Riiser

(2008) at aksjekursgapet og boligprisgapet lå over sine kritiske verdier i forkant av finanskrisen. Dette kan være bakgrunnen for at modellene i tabell 6.2, der disse to gapene inngår med positivt fortegn, predikerte et løft i stressnivået under finanskrisen.

Hanschel og Monnin (2005) påpeker at en måte å oppnå mer robuste resultater på er å utvide analysen til flere land. Et paneldatasett er nyttig ettersom finansmarkeder i ulike land er tett sammenvevd og bankkriser er internasjonale fenomen. Erfaringer fra konstruksjonen av det utenlandske kredittgapet viser imidlertid til utfordringer knyttet til å samle inn sammenlignbare serier på tvers av land. Dessuten vil særegenheter både ved banksektoren og økonomien i de ulike landene kunne føre til at indekser som skal være sammenlignbare blir mindre presise. IMF's (2008) globale stressindekser for finanssektoren viser likevel at en slik internasjonal innfallsvinkel er mulig, til tross for begrensninger knyttet til variabelutvalget.

Vi hadde i utgangspunktet for mange forklaringsvariabler, ved 24 lag av ni makroøkonomiske gap, i forhold til tidsobservasjoner av den avhengige variabelen. Vi brukte korrelasjonsanalyse til å velge ut de mest relevante laggene av hvert av de makroøkonomiske gapene, som vi brukte videre i regresjonsanalysen. Dette er en relativt enkel måte å identifisere med hvilket lag de enkelte gapene skal inkluderes, men metoden tar ikke hensyn til korrelasjon mellom de makroøkonomiske variablene. Det er dermed ikke gitt at man kommer frem til kombinasjonen av lagstrukturer som best forklarer utviklingen i stressindeksen. Vi ønsket å bruke «general to specific»-analyse i modellspesifiseringen. Slik modellering er krevende og, på grunn av mangel på klare retningslinjer, basert på mye skjønn. Metoden ble ansett som for omfattende for denne oppgaven. Det ville vært interessant å se hvordan alternative metoder påvirker resultatene. «General-to-specific» modellering vil derfor være et naturlig steg videre ved eventuelt senere arbeid.

I analysen av den opprinnelige stressindeksen i Winje (2012) predikerer en modell med aksjekursgapet (også her lagget ti kvartaler), det utenlandske kredittgapet, investeringsgapet, oljeprisgapet og BNP-gapet en økning i stressnivået for finanskrisen out-of-sample. Verken boligprisgapet eller det norske kredittgapet, de to ubalansene man gjerne forbinder mest med en sårbar banksektor, inngår signifikant. Ettersom den opprinnelige indeksen ikke starter før i tredje kvartal 1996, kan dette henge sammen med at out-of-sample modellen blir bestemt på en periode som ikke inneholder et betydelig utslag for stress. Vi ønsket derfor å utvide

stressindeksen slik at den fanger opp bankkrisen, for å se hvordan dette påvirker resultatene. I denne analysen påvirket sammenhengen mellom de makroøkonomiske gapene og indeksen under bankkrisen modellspesifikasjonen. Boligprisgapet inngår nå signifikant, men kun aksjekursgapet er igjen fra den opprinnelige modellen. Det er vanskelig å vite om dette skyldes at vi inkluderte bankkrisen i estimeringsperioden eller at modelleringsmetoden er forskjellig.

Til tross for usikkerhet knyttet til den spesifikke modellen velger vi likevel å feste oss ved at en kombinasjon av positive gap gir en prediksjon i riktig retning. I tillegg er aktivagapene, og da spesielt aksjekursgapet og boligprisgapet, signifikante på tvers av ulike spesifikasjoner av regresjonene. Analysen vår underbygger altså ideen om at oppbygging av makroøkonomiske ubalanser (særlig knyttet til aktivapriser) i gode tider kan utgjøre en sårbarhet for bankene, og at de dermed kan egne seg som tidligvarslingsindikatorer for stress i banksektoren. Videre arbeid med de makroøkonomiske gapene og stressindeksen, jamfør de ulike videreutviklingene over, vil kunne gi ytterligere innsikt i sammenhengene vi søker å avdekke.

## Referanser

- Arbeidsgruppen om makroovervåking på oppdrag fra Finansdepartementet (2012): *Organisering av og virkemidler for makroovervåking av det finansielle systemet*. ([http://www.regjeringen.no/pages/36861944/rapport\\_makroovervaaking.PDF](http://www.regjeringen.no/pages/36861944/rapport_makroovervaaking.PDF))
- Borio, C. & M. Drehmann (2009): *Assessing the risk of banking crises – revisited*. BIS Quarterly Review March 2009, Bank for International Settlements. (<http://millenniumindicators.un.org/unsd/nationalaccount/workshops/2010/moscow/AC223-S38Bk1.PDF>)
- Borio, C. & P. Lowe (2002): *Assessing the risk of banking crises*. BIS Quarterly Review December 2002, Bank for International Settlements. ([http://www.bis.org/publ/qtrpdf/r\\_qt0212e.pdf](http://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0212e.pdf))
- Caprio, G. & D. Klingebiel (1996): *Bank Insolvencies: Cross Country Experience*. Policy Research Working Paper No. 1620, World Bank. ([http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/1996/07/01/000009265\\_3961214130910/Rendered/PDF/multi\\_page.pdf](http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/1996/07/01/000009265_3961214130910/Rendered/PDF/multi_page.pdf))
- Cardarelli, R., S. Elekdag & S. Lall (2009): *Financial Stress, Downturns, and Recoveries*. IMF Working Paper 09/100, International Monetary Fund. (<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp09100.pdf>)
- Claessens, S. & M. Kose (2013): *Financial Crises: Explanations, Types, and Implications*. IMF Working Paper 13/28, International Monetary Fund. (<http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=40283.0>)
- Dahl, G., T. Kloster, U. Larsen, K. Rakkestad, R. Reisvaag, B. Syvertsen, C. Træe & M. Riiser (2011): *A cobweb model of financial stability in Norway*. Norges Bank Staff Memo 15/2011, Norges Bank. ([http://www.norges-bank.no/pages/87487/StaffMemo\\_1511.pdf](http://www.norges-bank.no/pages/87487/StaffMemo_1511.pdf))
- Demirgüç-Kunt, A. & E. Detragiache (1998): *The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries*. IMF Staff Papers, 45(1), sider 81-109, International Monetary Fund. (<http://www.imf.org/external/pubs/ft/staffp/1998/03-98/demirguc.htm>)
- Eichengreen, B. & C. Arteta (2000): *Banking crises in emerging markets: Presumptions and evidence*. CIDER Working Paper nr. 115, Center for International and Development Economics, University of California.
- Finans- og tolldepartementet v/ bankkriseutvalget (1992): *Bankkrisen*. NOU 1992:30. Oslo, Statens Forvaltningstjeneste.
- Finansdepartementet v/ finanskriseutvalget (2011): *Bedre rustet mot finanskriser*. NOU 2011:1. Oslo, Statens Forvaltningstjeneste.
- Flatner, A. (2009): *Norske kroner ingen trygg havn*. Norges Bank Aktuell Kommentar 3/2009. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/aktuell-kommentar/2009/aktuell-kommentar-32009/>)

Frøiland, G. (1999): *Økonometrisk modellering av husholdningenes konsum i Norge – demografi og formueseffekter*. SSB-notater 1999/86. Statistisk sentralbyrå, Forskningsavdelingen, Seksjon for makroøkonomi. ([http://www.ssb.no/histstat/not/not\\_9986.pdf](http://www.ssb.no/histstat/not/not_9986.pdf))

Gerdrup, K., R. Hammersland & B. Naug (2006): *Finansielle størrelser og utviklingen i realøkonomien*. Norges Bank Penger og Kreditt 2/2006, Norges Bank. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/penger-og-kreditt/penger-og-kreditt-22006/>)

Gjedrem, S. (2008): *Den nye møteplassen – pengemarkedet og bankenes finansiering*. Kronikk i Dagens Næringsliv 17. oktober 2008. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/artikler-og-kronikker/den-nye-moteplassen---pengemarkedet-og-bankenenes-finansiering/>)

Hakkio, C. & W. Keeton (2009): *Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?* FRBKC Economic Review Second Quarter 2009, Federal Reserve Bank of Kansas City. ([http://www.kansascityfed.com/Publicat/EconRev/PDF/09q2hakkio\\_keeton.pdf](http://www.kansascityfed.com/Publicat/EconRev/PDF/09q2hakkio_keeton.pdf))

Hanschel, E. & P. Monnin (2005): *Measuring and forecasting stress in the banking sector: evidence from Switzerland*. BIS Papers No 22/2005, Bank for International Settlements. (<http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap22v.pdf>)

Illing, M. og Y. Liu (2003): *An Index of Financial Stress for Canada*. Bank of Canada Working Paper 2003-14, Bank of Canada. (<http://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp03-14.pdf>)

IMF (2008): *World Economic Outlook October 2008*. Appendix 4.1, International Monetary Fund. (<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2008/02/pdf/text.pdf>)

Joliffe, I. (2002): *Principal component analysis*. Second Edition, Chapter 7. Springer Series in Statistics.

Jurgilas, M. & K. Lansing (2012): *Housing bubbles and homeownership returns*. FRBSF Economic Letter, Issue June 25, Federal Reserve Bank of San Francisco. (<http://www.frbsf.org/publications/economics/letter/2012/el2012-19.html>)

Kliesen, K., M. Owyang & E. Vermann (2012): *Disentangling Diverse Measures: A Survey of Financial Stress Indexes*. FRBSL Review, September/October 2012. Federal Reserve Bank of St. Louis. (<http://research.stlouisfed.org/publications/review/12/09/369-398Kliesen.pdf>)

Kragh-Sørensen, K. (2011): *Does debt have a speed limit? An empirical analysis of financial crises and debt speed limits over the period 1800-2010*. Masteroppgave ved Norges Handelshøyskole.

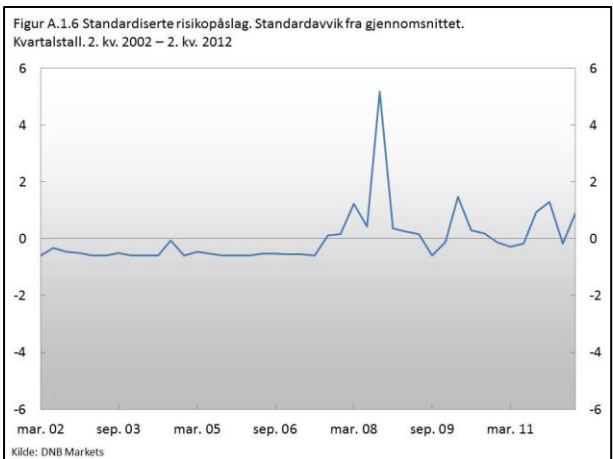
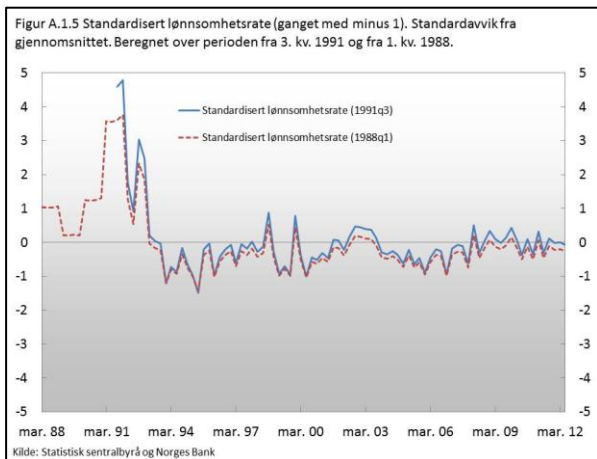
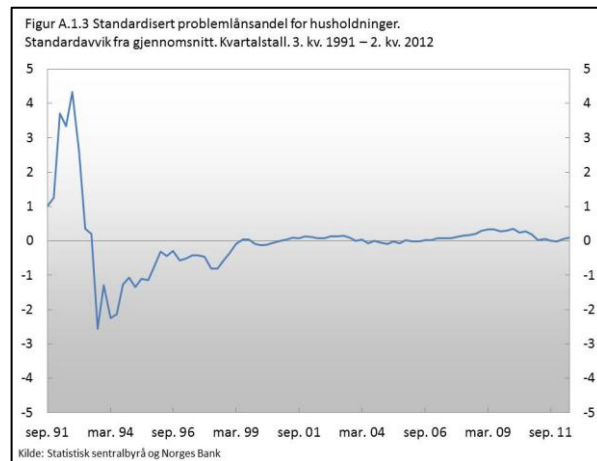
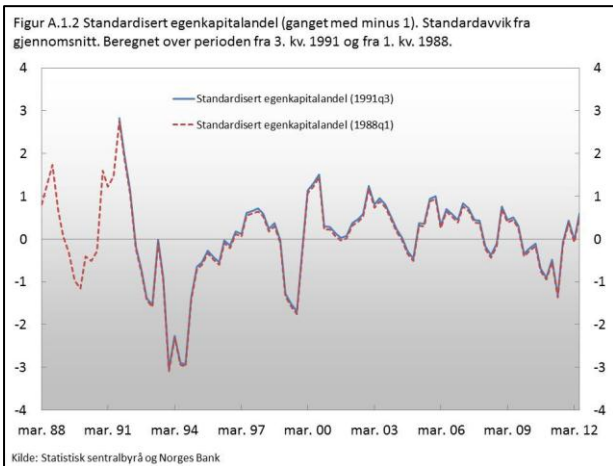
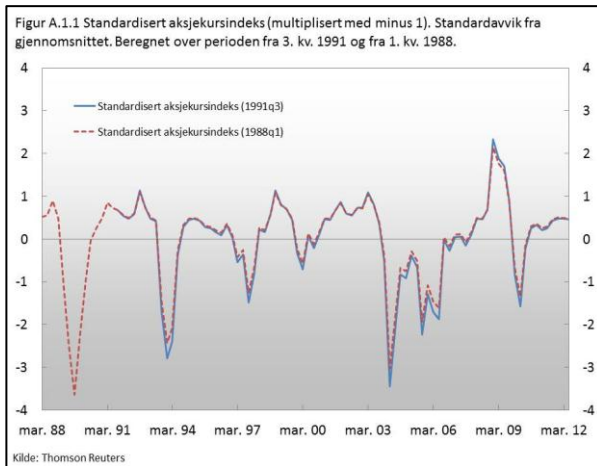
Norges Bank (2010): *Finansiell Stabilitet 2/2010*. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/finansiell-stabilitet---rapport/210-finansiell-stabilitet/>)

Norges Bank (2012): *Finansiell Stabilitet 2/2012*. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/finansiell-stabilitet---rapport/212-finansiell-stabilitet/>)

- Norges Bank (2013): *Kriterier for en god motsyklisk kapitalbuffer*. Norges Bank Memo 1/2013. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/nb-memo/2013/1/>)
- Ravn, M. & H. Uhlig (2002): *On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations*. The Review of Economics and Statistics, MIT Press, vol. 84(2), sider 371-375.
- Riiser, M. (2005): *Boligpriser, aksjekurser, investeringer og kreditt – hva sier de om bankkriser? En historisk analyse på norske data*. Norges Bank Penger og Kreditt 2/2005, Norges Bank. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/penger-og-kreditt/penger-og-kreditt-22005/>)
- Riiser, M. (2008): *Formuespriser, investeringer og kreditt – hva sier de om finansiell utsatthet?* Norges Bank Aktuell kommentar 6/2008, Norges Bank. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/aktuell-kommentar/2008/aktuell-kommentar-62008/>)
- Riiser, M. (2012): *Formuespriser, investeringer, kreditt og finansiell utsatthet. En analyse på kvartalstall*. Norges Bank Aktuell kommentar 6/2012, Norges Bank. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/aktuell-kommentar/2012/6/>)
- Stewart, C. (2007): *Spurious correlation of I(1) regressors in models with an I(0) dependent variable: asymptotic results*. Discussion Paper Series, DEDP 07/01, London Metropolitan University, Department of Economics, Finance and International Business. ([http://www.londonmet.ac.uk/library/g21746\\_3.pdf](http://www.londonmet.ac.uk/library/g21746_3.pdf))
- Vila, A (2000): *Asset price crises and banking crises: some empirical evidence*. BIS Conference Papers, 8/2000, sider 232-252, Bank for International Settlements. (<http://www.bis.org/publ/confer08l.pdf>)
- Vonen, N. (2011): *A financial conditions index for Norway*. Norges Bank Staff Memo 7/2011, Norges Bank. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/staff-memo/2011/7/>)
- Winje, H. (2012): *Kan finansiell stabilitet måles? En stressindeks for den norske banksektoren*. Norges Bank Staff Memo 4/2012, Norges Bank. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/staff-memo/2012/4/>)
- Wooldridge, J. (2009): *Introductory Econometrics - A Modern Approach*. South Western, Cengage Learning, Fourth Edition.
- Olsen, Ø. (2013): *Økonomiske perspektiver*. Tale av sentralbanksjefen 14. februar 2013. (<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/foredrag-og-taler/2013/okonomiske-perspektiver/>)

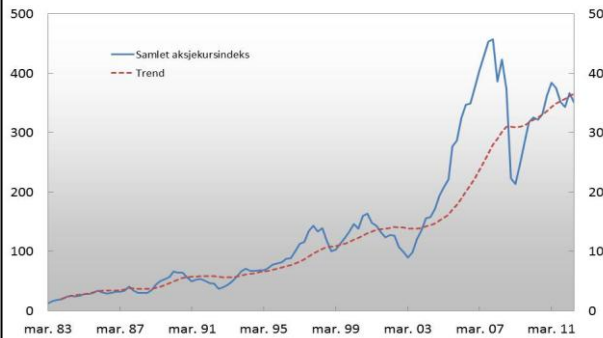
# Appendiks A: Ekstra figurer

## A.1 Standardiserte stressvariabler



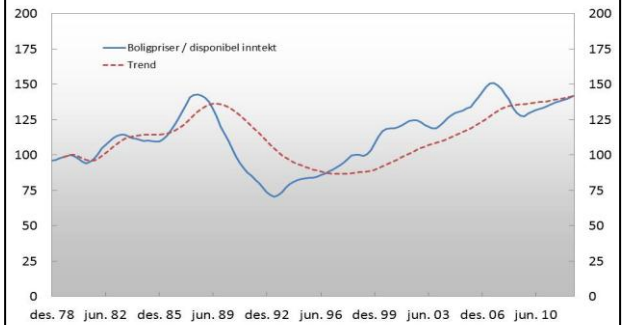
## A.2 Makroøkonomiske variabler med trend

Figur A.2.1 Samlet aksjekursindeks. Oslo Børs All-Share Index (OSEAX) med tilhørende trend<sup>1)</sup>. Indeksert: 4. kv. 1998 = 100. Kvartalstall. 1. kv. 1983 – 2. kv. 2012



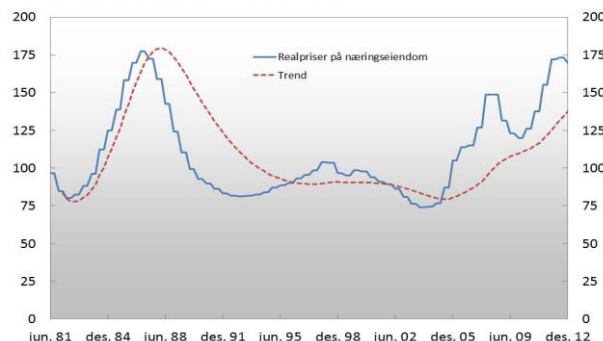
1) Ensidig løpende Hodrick Prescott trend med lambda lik 400 000  
Kilde: Thomson Reuters

Figur A.2.2 Boligpriser / disponibel inntekt, med tilhørende trend<sup>1)</sup>. Indeksert: 4. kv. 1998 = 100. Kvartalstall. 4. kv. 1978 – 2. kv. 2012



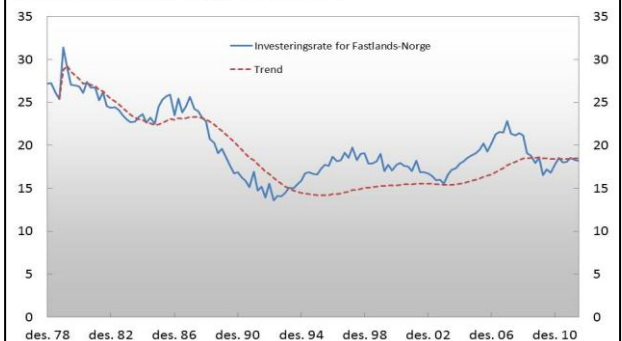
1) Ensidig løpende Hodrick Prescott trend med lambda lik 400 000  
Kilder: Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF), Pöyry, Finn.no, Eiendomsmeglerforetakenes Forening (EFF), Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

Figur A.2.3 Realpriser for næringsseidom med tilhørende trend<sup>1)</sup>. Indeksert: 1998 = 100. Kvartalstall. 2. kv. 1981 – 2. kv. 2012



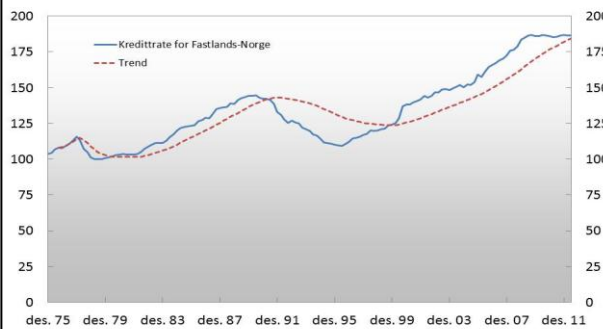
1) Ensidig løpende Hodrick Prescott trend med lambda lik 400 000  
Kilder: OPAK, Dagens Næringsliv, Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

Figur A.2.4 Investeringsrate (bruttoinvesteringer / BNP) for Fastlands-Norge med tilhørende trend<sup>1)</sup>. Prosent. Kvartalstall. 4. kv. 1978 – 2. kv. 2012



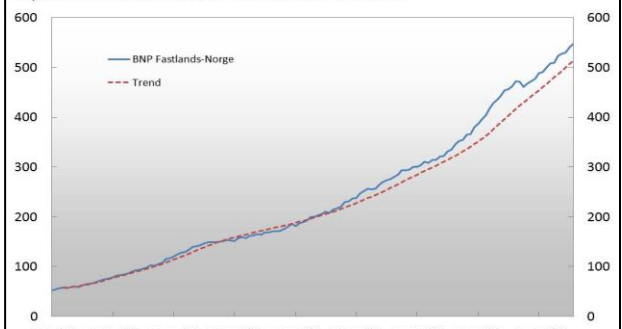
1) Ensidig løpende Hodrick Prescott trend med lambda lik 400 000  
Kilde: Statistisk sentralbyrå

Figur A.2.5 Kredittratte (samlet privat kreditt<sup>1)</sup> / BNP) for Fastlands-Norge, med tilhørende trend<sup>2)</sup>. Prosent. Kvartalstall. 4. kv. 1975 – 2. kv. 2012



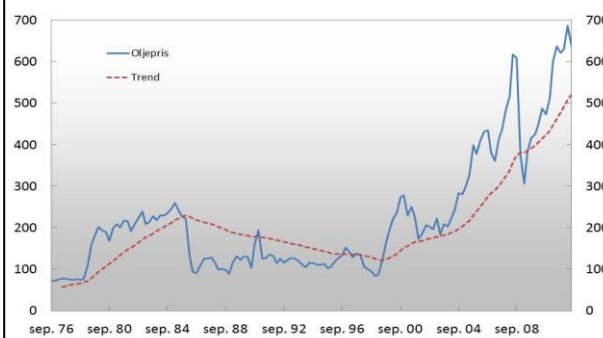
1) Summen av K2 husholdninger og K3 ikke-finansielle foretak  
2) Ensidig løpende Hodrick Prescott trend med lambda lik 400 000  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, IMF og Norges Bank

Figur A.2.6 BNP Fastlands-Norge med tilhørende trend<sup>1)</sup>. I løpende milliarder kroner. Kvartalstall. 1. kv. 1978 – 2. kv. 2012



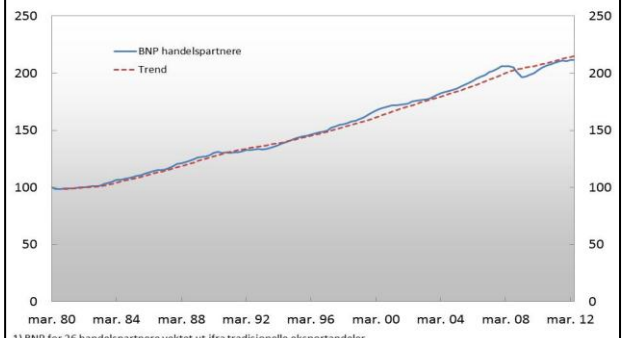
1) Ensidig løpende Hodrick Prescott trend med lambda lik 400 000  
Kilde: Statistisk sentralbyrå

Figur A.2.7 Oljepris med tilhørende trend<sup>1)</sup>. Norske kroner per fat. Kvartalstall. 3. kv. 1976 – 2. kv. 2012



1) Ensidig løpende Hodrick Prescott trend med lambda lik 400 000  
Kilde: IMF og Thomson Reuters

Figur A.2.8 BNP handelspartnere<sup>1)</sup> med tilhørende trend<sup>2)</sup>. Indeksert: 1. kv. 1980 = 100. Kvartalstall. 1. kv. 1980 – 2. kv. 2012

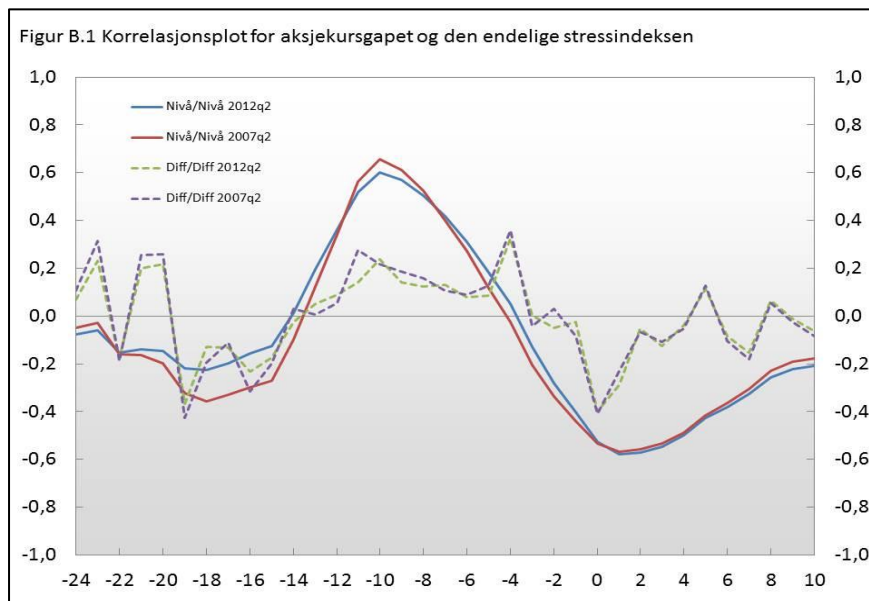


1) BNP for 26 handelspartnere vektet ut ifra tradisjonelle eksportandeler  
2) Ensidig løpende Hodrick Prescott trend med lambda lik 400 000  
Kilder: Thomson Reuters, Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

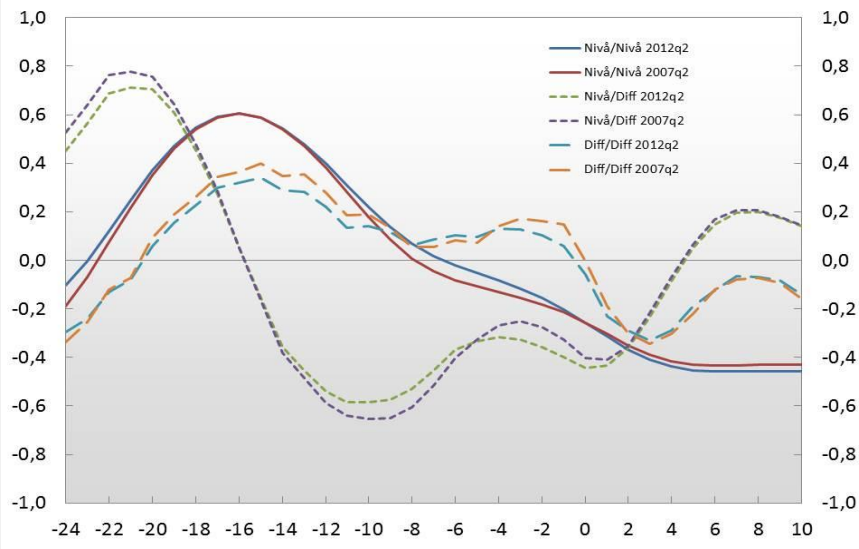


## Appendiks B: Korrelasjonsplotter

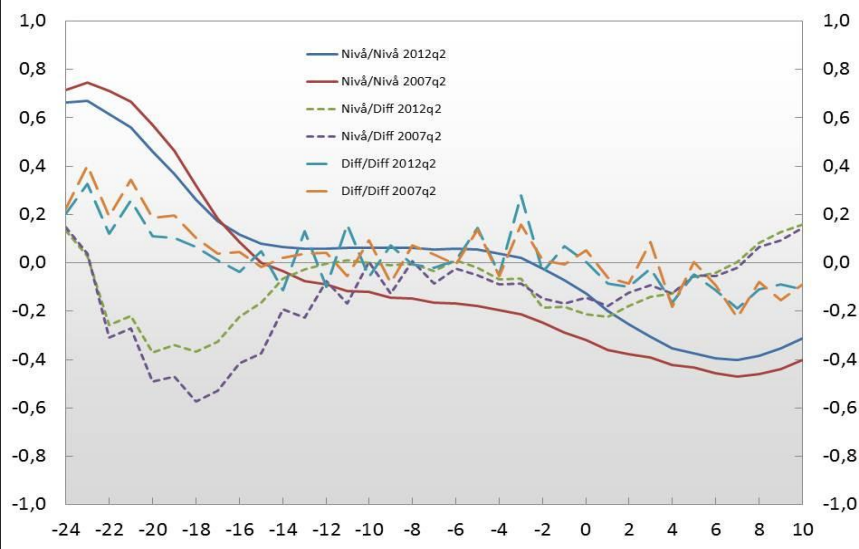
I dette appendikset presenteres korrelasjonsplottene mellom de makroøkonomiske gapene og den endelige stressindeksen fra korrelasjonsanalysen i kapittel 6.1. Vi ser på korrelasjonen med gapene lagget opptil 24 kvartaler bakover i tid. I tillegg viser vi korrelasjonen for gapene opptil ti kvartaler fremover i tid. For de svakt avhengige gapene viser vi korrelasjonen der både gapet og stressindeksen er på nivåform, og der både gapet og stressindeksen er på differanseform. For de differansestasjonære gapene viser vi i tillegg korrelasjonen mellom gapet på differanseform og stressindeksen på nivåform. Alle korrelasjonene er beregnet over to perioder for bruk i in-sample og out-of-sample fremskriving. For in-sample prediksjon beregnes korrelasjonen over hele perioden: fra og med tredje kvartal 1991 til og med andre kvartal 2012. For out-of-sample prediksjon beregnes korrelasjonen over en kortere periode: fra og med tredje kvartal 1991 til og med andre kvartal 2007.



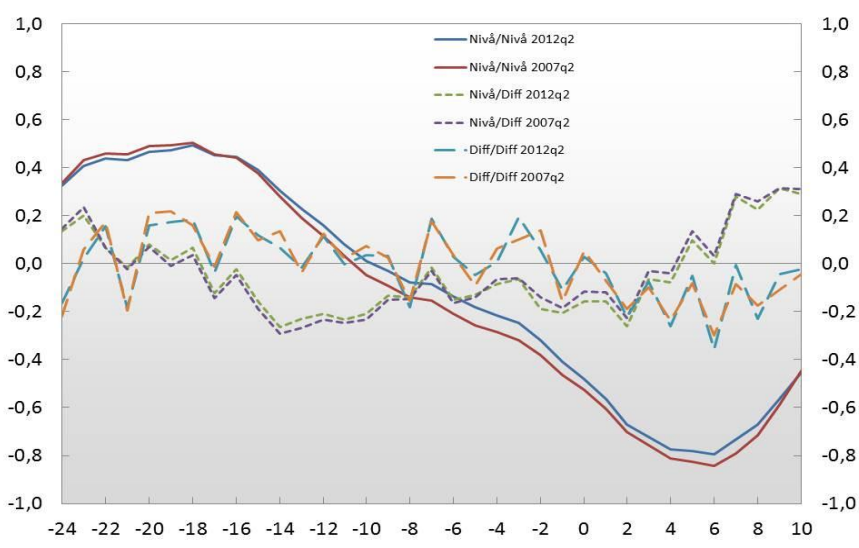
Figur B.2 Korrelasjonsplot for boligprisgapet og den endelige stressindeksen



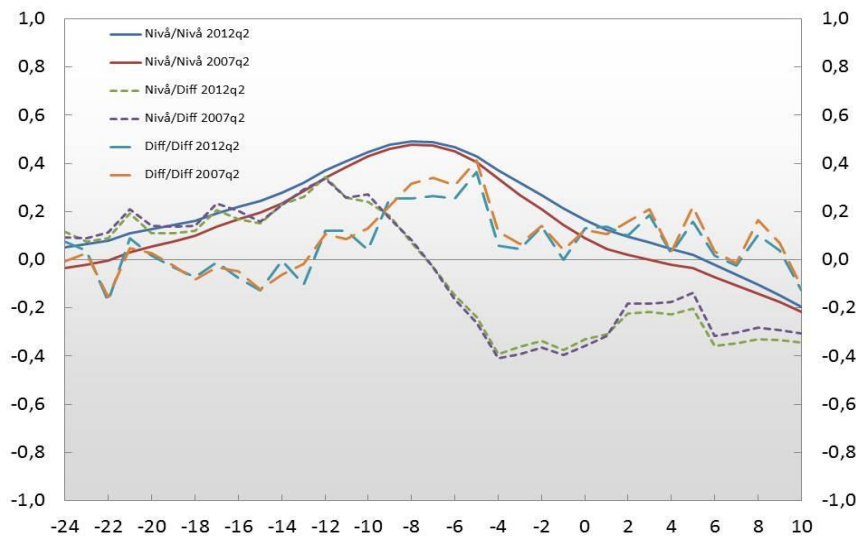
Figur B.3 Korrelasjonsplot for prisgapet for næringsseiendom og den endelige stressindeksen



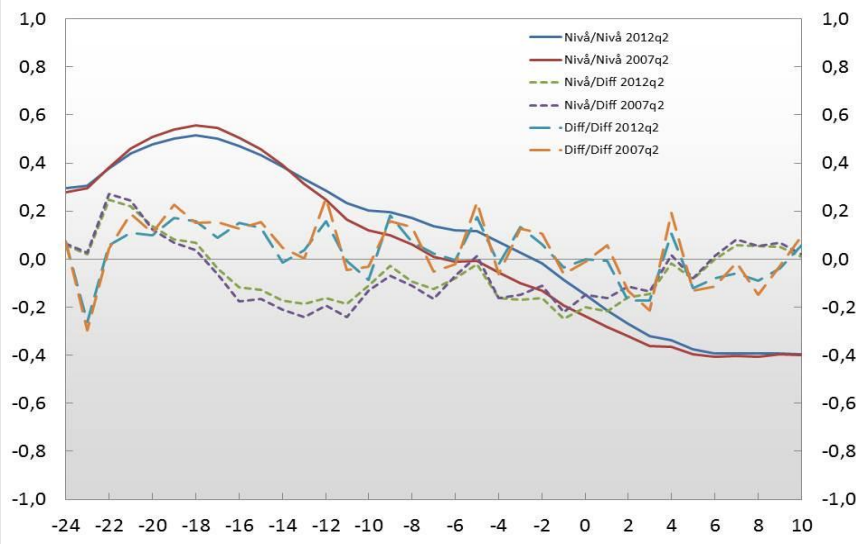
Figur B.4 Korrelasjonsplot for investeringsgapet og den endelige stressindeksen



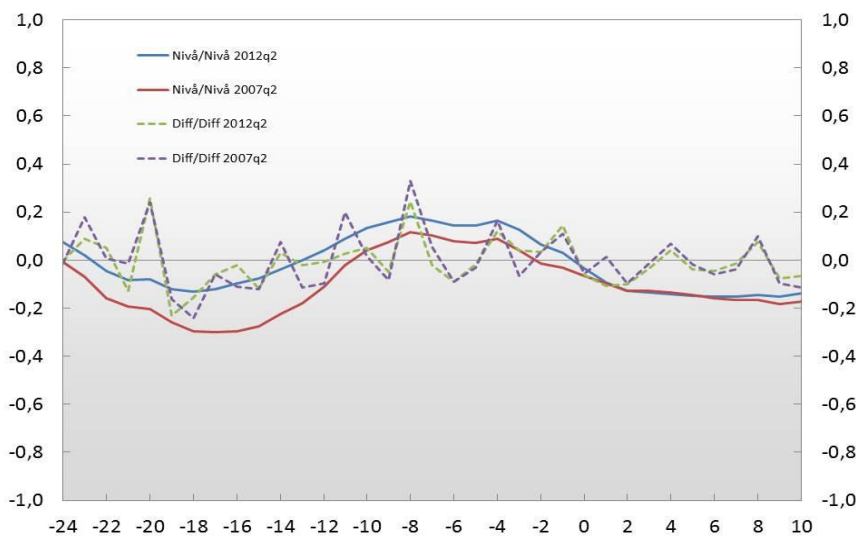
Figur B.5 Korrelasjonsplot for kredittgapet og den endelige stressindeksen



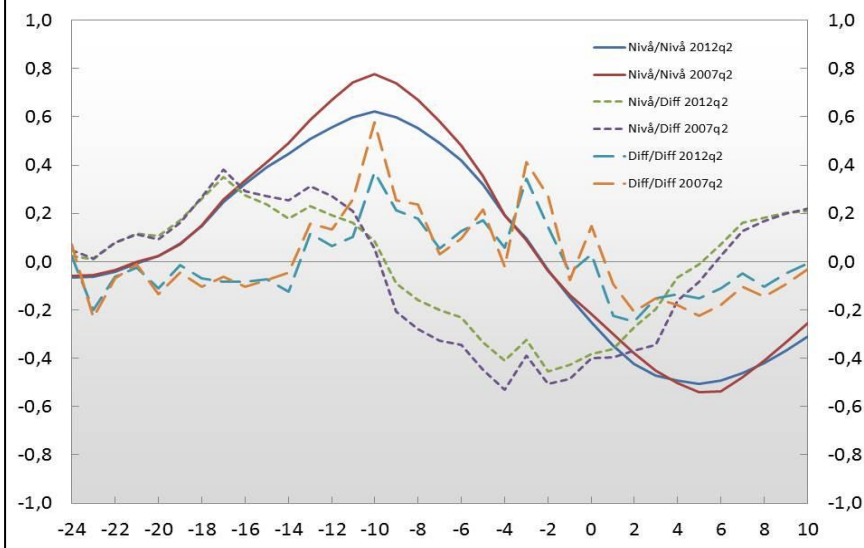
Figur B.6 Korrelasjonsplot for BNP-gapet for Fastlands-Norge og den endelige stressindeksen



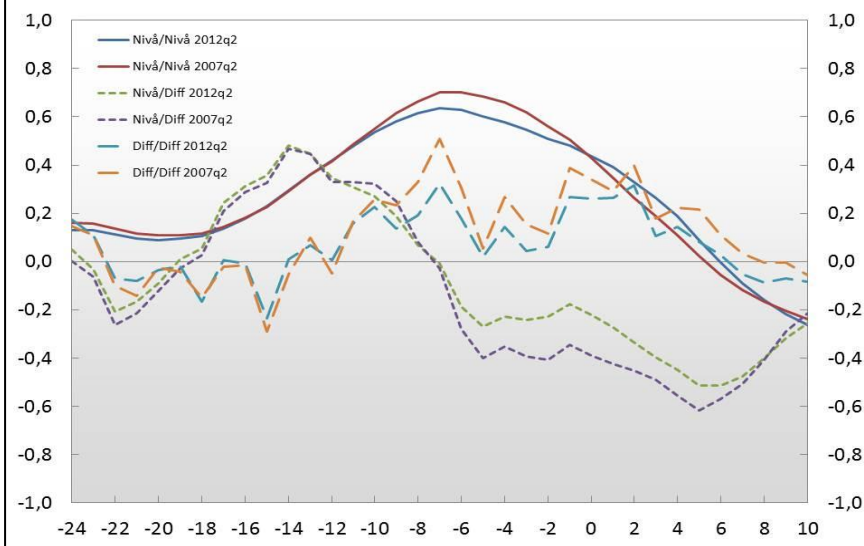
Figur B.7 Korrelasjonsplot for oljeprisgapet og den endelige stressindeksen



Figur B.8 Korrelasjonsplot for BNP-gapet for handelspartnere og den endelige stressindeksen



Figur B.9 Korrelasjonsplot for det utenlandske kredittgapet og den endelige stressindeksen



## Appendiks C: Metode<sup>28</sup>

Ved regresjonsanalyse med tidsserier møter man flere utfordringer. For at koeffisientestimatene ved minste kvadraters metode skal være konsistente må tre sentrale forutsetninger være oppfylt (Wooldridge, 2009):

- 1. Linearitet og svak avhengighet.** Det forutsettes en lineær sammenheng mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene. Det forutsettes i tillegg at både den avhengige og de uavhengige variablene er stasjonære og svakt avhengige.
- 2. Ingen perfekt kolinearitet.** Det forutsettes at det ikke er perfekt samvariasjon mellom forklaringsvariablene i analysen.
- 3. Eksogene forklaringsvariabler.**<sup>29</sup> Det forutsettes at feilleddet i periode  $t$  er uavhengig av forklaringsvariablene i periode  $t$ :  $E(u_t | x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}) = 0$

Er disse tre forutsetningene oppfylt vil vi få konsistente, men ikke nødvendigvis forventningsrette, koeffisientestimat ved regresjon med minste kvadraters metode. Av korrelasjonsmatrisen i tabell 6.3 kan vi se at den andre forutsetningen, om ingen perfekt samvariasjon mellom forklaringsvariablene, er oppfylt. Videre antar vi en lineær sammenheng mellom stressindeksen og de makroøkonomiske gapene, slik at første del av den første forutsetningen oppfylles per antagelse. Om denne antagelsen stemmer er likevel usikkert. Forutsetningen om endogenitet diskuteres i kapittel 6. I det følgende forklarer vi hvordan vi tester om variablene er svakt avhengige eller ikke.

### C.1 Test for svak avhengighet

En stasjonær tidsserieprosess er svakt avhengig dersom  $x_t$  og  $x_{t+h}$  er «nesten uavhengige» når  $h$  øker. Korrelasjonen mellom de to observasjonene må være liten når  $h$  er stor. Vi kan se på dette for en autoregressiv prosess av første orden (AR(1)). Ved en AR(1)-prosess bestemmes den avhengige variabelen av den avhengige variabelen i forrige periode og et uavhengig og identisk fordelt feilledd med forventning lik 0 og varians lik  $\sigma_e^2$ :

---

<sup>28</sup> Fremstillingen i dette appendikset er i stor grad basert på fremstillingen av tidsserieregresjon i Wooldridge (2009).

<sup>29</sup> Ettersom det forutsettes svakt avhengige variabler er det kun nødvendig at forklaringsvariablene er samtidig eksogene. Det vil si at feilleddet kun må være uavhengig av forklaringsvariablene i samme periode, ikke uavhengig av variablene i alle perioder.

$$x_t = \alpha + \rho_1 x_{t-1} + e_t \quad (C.1)$$

Det kan vises fra C.1 at  $\text{corr}(x_t, x_{t+h}) = \rho^h$  (Wooldridge, 2009). Prosessen vil da være svakt avhengig hvis absoluttverdien av koeffisienten  $\rho_1$  er mindre enn 1. Vi har da en stabil AR(1)-prosess. Det tillates altså for korrelasjon mellom  $x_t$  og  $x_{t+h}$ , men det kan vises at når  $|\rho_1| < 1$ , vil denne korrelasjonen gå mot null når  $h$  går mot uendelig. Dersom  $\rho_1 = 1$  innehar prosessen en enhetsrot og følger en random walk. Variabelen er da ikke svakt avhengig.

For å teste om seriene for stressindeksen og de makroøkonomiske gapindikatorene er svakt avhengige tester vi derfor størrelsen på koeffisienten  $\rho_1$ . Dette gjør vi ved en Augmented Dickey-Fuller (ADF) test. Vi omformulerer C.1 ved å trekke fra  $x_{t-1}$  på begge sider av likhetstegnet og får:

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + e_t, \text{ der } \theta = \rho - 1 \quad (C.2)$$

Vi tester nullhypotesen  $H_0: \theta = 0$  mot den alternative hypotesen  $H_A: \theta < 0$ . Det tilsvarer å teste om koeffisienten  $\rho$  er henholdsvis lik 1 eller mindre enn 1. Det vil si at hvis vi forkaster nullhypotesen har vi en svakt avhengig serie, mens hvis vi ikke kan forkaste nullhypotesen inneholder serien en enhetsrot. Ettersom testobservatoren under nullhypotesen ikke har en tilnærmet standard normalfordeling, selv i store utvalg, brukes det egne kritiske verdier i Dickey-Fuller testen. Wooldridge (2009) gjengir disse:

Signifikansnivå	1%	5%	10%
Kritisk verdi (c)	-3,43	-2,86	-2,57

Ved kjøring av ADF-testen i STATA presenteres det egne interpolerte kritiske verdier for hver variabel. Hvilke av de kritiske verdiene vi velger å bruke har ingen effekt på om vi kan forkaste nullhypotesen eller ikke. Nullhypotesen forkastes om absoluttverdien til testobservatoren er større enn absoluttverdien av de kritiske verdiene.

Ved en ADF-test er det mulig å ta hensyn til at variabelen man tester ikke nødvendigvis er en autoregressiv prosess av første orden. En autoregressiv prosess av orden  $q$  er gitt ved:

$$x_t = \alpha + \rho_1 x_{t-1} + \dots + \rho_q x_{t-q} + e_t \quad (C.3)$$

Generelt sett er det slik at AR-modeller med flere lag vil gi en bedre tilpasning enn AR-modeller med færre lag. Men ved å inkludere mer komplisert dynamikk taper man frihetsgrader ettersom det må estimeres flere parametere. Man har derfor en avveining mellom tilpasning og presisjon.

For å bestemme hvilken AR-modell som best beskriver stressindeksen og de makroøkonomiske gapene kjører vi ulike AR(q)-modeller for hver variabel med opptil ti lag. Vi benytter oss av det Bayesianske informasjonskriteriet (BIC) for å sammenligne de ulike modellene. BIC er gitt ved formelen:

$$BIC = [-2 * \ln(\text{likelihood})] + [\ln(N) * k]$$

der  $\ln(\text{likelihood})$  er den naturlige logaritmen til maksverdien av likelihoodfunksjonen<sup>30</sup>,  $N$  angir antall tidsobservasjoner og  $k$  angir antall lag. Vi baserer ADF-testen på AR-modellen med lavest BIC-verdi. En bedre tilpasning, gitt ved en høyere likelihood-verdi, gir en lavere BIC-verdi. Bedre presisjon, gitt ved flere lag i modellen, gir en høyere BIC-verdi. Tabell C.1 angir i første kolonne hvilken AR-modell som gir lavest BIC-verdi for de ulike variablene.

Tabell C.1 Resultater fra Augmented Dickey-Fuller test for enhetsrøtter. For variabler som er svakt avhengige på nivåform vises verdier for differanseform i parentes.

Variabler	AR(q)-modell	Testobservator (ADF-test)	Er serien svakt avhengig?
Stressindeks 1	AR(4)	t = -4,306	Svakt avhengig på 1%-nivå
Stressindeks 2	AR(4)	t = -4,447	Svakt avhengig på 1%-nivå
Aksjekursgap	AR(8)	t = -3,656	Svakt avhengig på 1%-nivå
Boligprisgap	AR(6) (AR(5))	t = -1,914 (t = -7,172)	Nei (Differanse-stasjonær på 1%-nivå)
Prisgap for næringseiendom	AR(5) (AR(4))	t = -2,257 (t = -4,375)	Nei (Differanse-stasjonær på 1%-nivå)
Investeringsgap for Fastlands-Norge	AR(3) (AR(1))	t = -2,114 (t = -16,580)	Nei (Differanse-stasjonær på 1%-nivå)
Kredittgap for Fastlands-Norge	AR(2) (AR(1))	t = -2,317 (t = -9,294)	Nei (Differanse-stasjonær på 1%-nivå)
BNP-gap for Fastlands-Norge	AR(6) (AR(5))	t = -2,666 (t = -3,841)	Nei (Differanse-stasjonær på 1%-nivå)
Oljeprisgap	AR(1)	t = -3,905	Svakt avhengig på 1%-nivå
BNP-gap for handelspartnere	AR(7) (AR(6))	t = -2,212 (t = -6,443)	Nei (Differanse-stasjonær på 1%-nivå)
Utenlandsk kredittgap	AR(2) (AR(1))	t = -1,498 (t = -6,962)	Nei (Differanse-stasjonær på 1%-nivå)

<sup>30</sup> De autoregressive modellene er estimert ved maximum likelihood metoden.

Vi tar utgangspunkt i variablenes respektive AR-modeller når vi kjører ADF-testen. Vi tar hensyn til de ulike AR-modellene i testen ved å legge til differensierte lag:

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \delta_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \delta_{q-1} \Delta x_{t-q-1} \quad (C.4)$$

Det er fortsatt testobservatoren til koeffisienten  $\theta$  som avgjør om serien er svakt avhengig eller ikke. De differensierte laggene er ment til å korrigere for seriekorrelasjon i  $\Delta x_t$ . ADF-testen er altså en seriekorrelasjonsrobust versjon av Dickey-Fuller testen, gitt at dynamikken i variabelen er korrekt modellert.

Nullhypotesen om at serien inneholder en enhetsrot kan forkastes for fire av variablene: begge stressindeksene, aksjekursgapet og oljeprisgapet. Disse variablene kan derfor regnes som svakt avhengige. Det innebærer at variablene er integrert av nulte orden,  $I(0)$ . Prosesser som inneholder en enhetsrot er integrert av første orden,  $I(1)$ . Da er førstedifferansen av prosessen  $I(0)$  og svakt avhengig. De resterende variablene testes på differanseform. Vi finner da at vi kan forkaste nullhypotesen om at seriene inneholder en enhetsrot. Inkluderes de differansestasjonære variablene på differanseform vil alle variablene i analysen være svakt avhengige.

Vi undersøker hvor sensitive resultatene fra ADF-testen er overfor valg av AR-modell for de ulike makroøkonomiske gapene. For de fleste variablene er hvilken AR-modell testen baseres på av liten betydning for om nullhypotesen kan forkastes eller ikke. For variablene som er svakt avhengige på nivåform, samt det utenlandske kredittgapet, er valg av modell irrelevant. Investeringsgapet, kredittgapet og BNP-gapene er relativt lite sårbare for valg av modell. Seks eller syv av åtte AR-modeller, inkludert AR-modellen med lavest BIC-verdi, gir for disse gapene at vi ikke kan forkaste nullhypotesen. Egenskapene til eiendomsgapene er imidlertid mer sensitive overfor valg av AR-modell. For boligprisgapet kan vi forkaste nullhypotesen om enhetsrot for seks av åtte AR-modeller, men ikke for AR-modellen med lavest BIC. For prisgapet for næringseiendom kan vi forkaste nullhypotesen i fire av åtte tilfeller. Vi sjekker derfor i kapittel 6.3 hvor sensitive regresjonsresultatene er overfor om eiendomsgapene inngår på nivåform eller differanseform.

Wooldridge (2009) påpeker at spuriøs regresjon kan oppstå når avhengig variabel og en eller flere uavhengige variabler er  $I(1)$ . I vårt tilfelle er den avhengige variabelen  $I(0)$ . Noen studier, blant annet Stewart (2007), viser til at spuriøs regresjon kan oppstå selv med en svakt



avhengig venstresidevariabel. For å forsikre oss om at ikke det er spuriøs regresjon som fører til eventuelle signifikante sammenhenger mellom stressindeksen og de makroøkonomiske gapene velger vi derfor å inkludere alle variablene med svakt avhengige serier.

## C.2 Validitet av testobservatorer

Utover de tre forutsetningene for konsistente koeffisientestimat, må ytterligere to forutsetninger oppfylles for at testobservatorene til koeffisientestimatene skal være valide:

- 4. Homoskedastiske feilledd.** Det forutsettes at variansen til feilleddet på tidspunkt  $t$  er konstant og uavhengig av forklaringsvariablene på tidspunkt  $t$ :

$$\text{Var}(u_t | x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}) = \sigma^2$$

- 5. Ingen seriekorrelasjon.** Det forutsettes at betinget på forklaringsvariablene er feilleddene i to ulike perioder ukorrelerte:

$$E(u_t, u_s | x_{1t}, \dots, x_{kt}, x_{1s}, \dots, x_{ks}) \text{ for alle } t \neq s$$

I vårt tilfelle mistenker vi både seriekorrelerte og heteroskedastiske feilledd. Vi tester for dette ved Breusch-Godfrey test for seriekorrelasjon og Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet. Vi finner at variablene er seriekorrelerte og heteroskedastiske. Det er imidlertid slik at Breusch-Godfrey testen kun er gyldig ved homoskedastiske feilledd, mens Breusch-Pagan testen kun er gyldig dersom det ikke er seriekorrelasjon i feilleddene. Etersom vi tror at begge disse betingelsene er brutt vil det være noe usikkerhet rundt testenes resultater.

For å kunne bruke testobservatorene til koeffisientestimatene i vår regresjonsanalyse må vi korrigere for disse problemene. Dette gjør vi ved å bruke Newey-West standardavvik når vi beregner testobservatorene. Disse er robuste for relativt arbitrære former av både heteroskedastisitet og seriekorrelasjon (Wooldridge, 2009). Vi har at standardavvikene beregnet ved vanlig minste kvadraters metode er gitt ved " $se(\hat{\beta}_1)$ " og regresjonens standardavvik, root mean squared error (RMSE), er gitt ved  $\hat{\sigma}$ . Videre lar vi  $\hat{r}_t$  angi residualene fra regresjonen av  $x_{it}$  på en konstant og resten av forklaringsvariablene i samme periode. Produktet av disse residualene,  $\hat{r}_t$ , og residualene  $\hat{u}_t$  betegner vi  $a_t$ . For et gitt helt tall  $g > 0$  definerer vi

$$\hat{v} = \sum_{t=1}^n \hat{a}_t^2 + 2 \sum_{h=1}^g \left[1 - \frac{h}{g+1}\right] \left( \sum_{t=h+1}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-h} \right)$$

Det seriekorrelasjonsrobuste standardavviket beregnes da som:

$$se(\hat{\beta}_1) = \left[ \frac{se(\hat{\beta}_1)}{\hat{\sigma}} \right]^2 \sqrt{\hat{v}}$$

Tallet  $g$  bestemmer hvor mange ledd som inkluderes for å korrigere for seriekorrelasjon. Jo større  $g$  er, desto flere ledd blir inkludert. For årlige data er det vanlig med lavere  $g$  enn for kvartals- og månedsdata. En mulighet er å la  $g$  bestemmes ved (Wooldridge, 2009):

$$g \approx 4 \left( \frac{n}{100} \right)^{2/9}$$

I vårt tilfelle gir dette en  $g$  lik fire, noe som er vanlig for kvartalsvise data. Det skal også tas hensyn til hvor langvarige effekter en forventer at et sjokk vil kunne ha. Vi kan tenke oss at slike effekter vil kunne vare godt over ett år. For eksempel har bankkriser en tendens til å vare mellom to og et halvt og fire år (Hanschel og Monnin, 2005). Ved Breusch-Godfrey testen testet vi for autokorrelasjon opp til 30 kvartaler bakover i tid. Nullhypotesen om ingen autokorrelasjon ble forkastet opp til minimum 23 kvartaler bakover i tid. Til tross for at denne testen ikke nødvendigvis gir valide resultater dersom det er heteroskedastiske feilledd, kan dette tyde på at graden og varigheten av seriekorrelasjon er høyt i vår analyse. Det vil derfor være naturlig å sette parameteren  $g$  til noe høyere enn fire. Det er selvfølgelig ønskelig å kunne korrigere for seriekorrelasjon i opptil så mange lag som mulig. Samtidig er det slik at jo flere lag som inkluderes i beregningen av HAC-standardavviket, jo mindre effisient blir det estimerte standardavviket. Vi har valgt å bruke  $g$  lik tolv, men sensitivitetsanalyse viser at valget av  $g$  har liten effekt på hva som slår ut som signifikant i modellene i vår analyse.

De seriekorrelasjonsrobuste standardavvikene er som oftest større enn de vanlig MKM-standardavvikene. Dette skyldes at seriekorrelasjonen i feilleddene gjerne er positiv, altså at en høy verdi en periode gjerne gir en høy verdi også neste periode (og motsatt). Derfor vil det å ta hensyn til seriekorrelasjon i beregningen av standardavvikene gjerne gi lavere testobservatorer og mindre signifikante variabler. I våre regresjoner som presenteres i kapittel 6 opplever vi både positive og negative effekter på testobservatoren. Det er ikke gitt at vi fullstendig kontrollerer for heteroskedastisitet og seriekorrelasjon ved disse standardavvikene, men gitt at vi mest sannsynligvis har endogenitet i forklaringsvariablene vil ikke andre metoder å korrigere for disse problemene være fullgode heller.

### C.3 Regresjoner med alle gap på nivåform

I regresjonene i kapittel 6 inngår differansestasjonære gap på differanseform i regresjonen. Vi ønsker i utgangspunktet å inkludere alle de makroøkonomiske gapene på nivåform. Tabell C.2 viser resultatene fra en slik regresjon for in-sample og out-of-sample prediksjon. Igjen har vi inkludert lagget med sterkeste korrelasjon i regresjonen. I tillegg inkluderer vi for næringseiendomsgapet et kortere lag siden lagget med høyest korrelasjon er såpass langt. For oljeprisgapet inkluderer vi også to gap ettersom det er vanskelig å bestemme ved hvilket lag sammenhengen med stressindeksen er sterkeste.

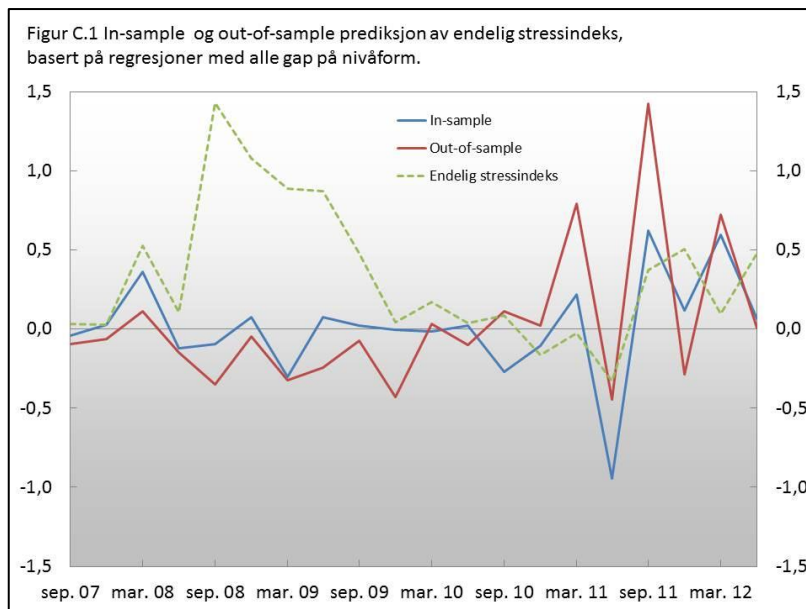
Tabell C.2 Nivåform<sup>1)</sup>: Resultater fra regresjoner av den endelige stressindeksen på de makroøkonomiske gapene.<sup>2)3)</sup>

Makrogap (lag)	In-sample 1991q3 – 2012q2	Out-of-sample 1991q3 – 2007q2
Aksjekursgap (10)	0,292***	0,157**
Boligprisgap (16)	-0,229	-0,181
Næringseiendomsgap (16)	-0,086	-0,370***
Næringseiendomsgap (23)	0,744***	1,036***
Investeringsgap (18)	-0,043	0,046
Kredittgap (8)	-0,409**	-0,485***
BNP-gap (18)	0,203	0,074
Oljeprisgap (4)	0,159	0,115
Oljeprisgap (8)	-0,005	0,061
Utenl. BNP-gap (10)	0,226*	0,366
Utenl. kredittgap (7)	0,134	-0,158
Konstantledd	-0,492	0,557
N / residual degrees of freedom	84 / 72	64 / 52
Adjusted R <sup>2</sup>	0,777	0,818
RMSE (2007q2-2012q2)	0,603	0,762

1) Både stressindeksen og de makroøkonomiske gapene inngår på nivåform.  
2) Signifikansnivå: \* p<0,05, \*\* p<0,01 og \*\*\* p<0,001  
3) I beregningen av testobservatorene brukes Newey-West standardavvik som korrigerer for seriekorrelasjon i opptil 12 lag, samt arbitrære former for heteroskedastisitet.

I likhet med regresjonene fra kapittel 6 gir regresjonen på nivåform en in-sample modell bestående av aksjekursgapet med positivt fortegn, et eiendomsgap med positivt fortegn og et kredittgap med negativt fortegn. For regresjonen på nivåform er det næringseiendomsgapet og det norske kredittgapet som inngår. I tillegg inngår det utenlandske BNP-gapet. I out-of-sample modellen inngår tre av de samme gapene, men det utenlandske BNP-gapet er erstattet av næringseiendomsgapet med et kortere lag og negativt fortegn. Begge modellene har høyere forklaringskraft, representert ved den justerte  $R^2$ , enn regresjonene i tabell 6.2. Det kan knyttes opp mot at korrelasjonen med stressindeksen for alle gapene utenom boligprisgapet er høyere på nivåform enn på delvis differanseform.

Verken in-sample eller out-of-sample modellen med alle gapene på nivåform predikerer et løft i stressnivået for finanskrisen. Figur C.1 viser at vi får et løft mot slutten av perioden, men dette gjenspeiler igjen heller at de makroøkonomiske gapene i modellen med kort nok lagstruktur påvirkes av finanskrisen.



## C.4 Alternative metoder for datareduksjon

Vi bruker i kapittel 6 korrelasjonsanalyse for å redusere antall forklaringsvariabler. Det finnes også andre metoder for datareduksjon. I analysen av den opprinnelige bankstressindeksen ble general-to-specific metoden brukt, mens prinsippal komponent analyse brukes i den norske FCI'en. Disse presenteres kort i kapittel 6, men vi går her litt nærmere inn på de to metodene.

### C.4.1 General-to-specific analyse

London School of Economics (LSE), med David Hendry i spissen, utviklet en metode som kalles «general-to-specific» (Gets) modellering. Den består kort sagt i at en svært generell modell reduseres ved å fjerne ulike variabler basert på visse eksklusjonsrestriksjoner. Metoden tar utgangspunkt i en datagenererende prosess (DGP), som er en betegnelse for den sanne, komplekse og dynamiske prosessen som har generert alle involverte variabler (Frøiland, 1999). Vi ønsker å kunne modellere DGP perfekt, men det ligger begrensninger både i vår datasituasjon og i vår kunnskap om de underliggende prosessene som generer de seriene vi ser på. Fremgangsmåten ved Gets vil være å definere en så generell modell som mulig, der alle variabler og lag som kan tenkes å påvirke det vi ønsker å modellere inngår. I vårt tilfelle kunne vi inkludert, for hvert makroøkonomiske gap, alle lag med en positiv korrelasjon med stressindeksen.

Når den mest mulig generelle modellen er formulert, skal den reduseres ved å fjerne insignifikante variabler, for deretter å teste den følgende modellen ut i fra visse kriterier. Det vil imidlertid være slik at hvilken rekkefølge man fjerner variabler i vil ha betydning for hva som slår ut som signifikant ettersom antall frihetsgrader endres ved færre forklaringsvariabler. Det vil derfor ikke være kun én bestemt sti å følge til kun én bestemt endelig modell: antall endelige modeller kan være stort. En vanlig kritikk av Gets er at mangelen på klare retningslinjer for hvordan man skal gå frem, slik at modelleringen i stor grad baseres på skjønn.

#### *C.4.2 Prinsipal komponent analyse*

Prinsipal komponent analyse (PCA) er en statistisk teknikk for datareduksjon. Ved PCA ønsker man å forklare variasjonen i et sett av korrelerte variabler  $\{x_1, x_2, \dots, x_k\}$  i form av et nytt sett med ukorrelerte variabler  $\{y_1, y_2, \dots, y_k\}$ . Hver av de ukorrelerte variablene, som kalles prinsipale komponenter, er en lineær kombinasjon av de opprinnelige variablene i datasettet. Den første komponenten som trekkes ut står for den største delen av samvariasjon mellom de ulike variablene i datasettet, mens den andre komponenten står for den største delen av den gjenværende samvariasjonen gitt at den er ukorrelert med den første komponenten. Det kan trekkes ut like mange komponenter som antall variabler i datasettet, men det er vanlig å kun bruke de første komponentene videre i analyse. Ideelt sett forklarer de første prinsipale komponentene sammen brorparten av samvariasjon i datasettet man ser på. Man kan da bruke betydelig færre variabler uten å miste for mye informasjon.

Prinsipal komponent analyse henger tett sammen med faktoranalyse (FA), selv om det i litteraturen er noe uenighet om hvordan de to metodene skilles fra hverandre. I faktoranalyse antar man at det er en, eller flere, underliggende uobserverbare faktorer som driver variasjonen i de observerbare faktorene man ser på. En måte sammenhengen mellom PCA og FA forklares på er at prinsipal komponent analyse er et spesialtilfelle av faktoranalyse. Joliffe (2002) tar imidlertid et oppgjør med denne fremstillingen og presiserer at PCA og FA utgjør to separate teknikker for datareduksjon. Uansett, begge metodene kunne vært aktuelle i vårt tilfelle. De ni makroøkonomiske variablene kunne blitt redusert til en eller to prinsipale komponenter, eller underliggende faktorer, og videre inngått i regresjonen med alle lag som er positivt korrelert med stressindeksen. Disse metodene legger begrensinger på variasjoner i lagstrukturen for de ulike makroøkonomiske gapene.

## Appendiks D: Dataappendiks

### D.1 Stressvariabler

#### **Aksjekursindeks for banksektoren (1. kv. 1983 – 2. kv. 2012).**

Oslo Børs All-Share Index (OSEAX). Indeksert: 1996 = 100.

Kilde: Thomson Reuters

#### **Egenkapitalandel (1. kv. 1987 – 2. kv. 2012).**

Egenkapital delt på sum aktiva. Prosent.

Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

#### **Problemlånsandel for husholdninger (3. kv. 1990 – 2. kv. 2012).**

Problemlån (misligholdte lån og ikke-misligholdte lån som det er foretatt spesifiserte nedskrivninger på) til husholdninger som andel av samlede utlån til husholdninger. Prosent. Serien er korrigert for overføring av lån til kredittforetak fra 4. kv. 2007. Gjelder alle banker og kredittforetak.

Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

#### **Problemlånsandel for ikke-finansielle foretak (3. kv. 1990 – 2. kv. 2012).**

Problemlån (misligholdte lån og ikke-misligholdte lån som det er foretatt spesifiserte nedskrivninger på) til ikke-finansielle foretak delt på samlede utlån til ikke-finansielle foretak. Prosent. Gjelder alle banker og kredittforetak.

Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

#### **Lønnsomhetsrate (2. kv. 1987 – 2. kv. 2012)**

Resultat før skatt delt på gjennomsnittet av sum aktiva over de siste to kvartalene. Prosent.

Kvartalsdata for resultatet før 1992 er beregnet ved lineær interpolering av årstall.

Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

#### **Risikopåslag for bankobligasjoner (Uke 1 2002 – Uke 26 2012).**

Risikopåslag for femårige bankobligasjoner (indikativ spread over NIBOR). Basispunkter.

Kilde: DNB Markets

## **D.2 Makroøkonomiske variabler**

### **Samlet aksjekursindeks (4. kv. 1983 – 2. kv. 2012).**

Oslo Børs All-Share Index (OSEAX). Indeksert: 4. kv. 1998 = 100. Sesongjustert.

Kilde: Thomson Reuters.

### **Boligpriser / disponibel inntekt (4. kv. 1978 – 2. kv. 2012).**

Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for siste fire kvartaler deles på summen av husholdningenes disponible inntekt over de siste fire kvartalene. Indeksert: 4. kv. 1998 = 100.

Kilder: Statistisk sentralbyrå, Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF), Eiendomsmeglerforetakenes forening (EFF), Finn.no, Pöyry og Norges Bank

1. Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk (pris per m<sup>2</sup> for gjennomsnittsboligen på ca 100 m<sup>2</sup>) skjøtes bakover i tid fra 3. kv 1990 med veksten i boligprisene fra historisk monetær statistikk (omgjort fra årstall til kvartalstall ved lineær interpolering).
  - Serien er bruddjustert for overgang fra kvartalstall til månedstall i Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk mellom 4. kv. 1996 og 1. kv 1997. Etter dette er kvartalstall beregnet ved gjennomsnittet av månedsverdiene i kvartalet.
2. Kvartalsvis disponibel inntekt skjøtet bakover i tid fra 4. kv. 2001 med årlig disponibel inntekt (omgjort til kvartalstall ved å bruke kvartalsvise lønnsinntekter som vekter).
  - Serien er korrigert for reinvestert aksjeutbytte i årene 2000 – 2005 og innløsning/nedsettelse av egenkapital for årene fra 2006 og fremover.

### **Realpriser på næringseiendom (2. kv. 1981 – 2. kv 2012).**

Gjennomsnittlig kvadratmeterpris (beregnete markedsverdier på kontorlokaler i Oslo med god beliggenhet og høy standard) siste fire kvartaler deles på gjennomsnittlig BNP-deflator for Fastlands-Norge siste fire kvartaler. Indeksert: 1998 = 100. Halvårstall omgjøres til kvartalstall ved å sette 2. kv. = 3. kv. og 4. kv. = 1. kv neste år.

Kilder: OPAK, Dagens Næringsliv og Statistisk sentralbyrå

### **Investeringer som andel av BNP (4. kv 1978 – 2. kv. 2012).**

Bruttoinvesteringer for Fastlands-Norge deles på BNP for Fastlands-Norge. Prosent.

Kilde: Statistisk sentralbyrå

1. Bruttoinvesteringer for Fastlands-Norge. Løpende priser. Millioner kroner. Sesongjustert.
2. BNP for Fastlands-Norge. Løpende priser. Millioner kroner. Sesongjustert.

### **Kreditt som andel av BNP (4. kv. 1975 – 2. kv 2012).**

K3 Fastlands-Norge deles på summen av BNP Fastlands-Norge over de siste fire kvartalene. Prosent.

Kilder: Statistisk sentralbyrå, IMF og Norges Bank

1. K3 Fastlands-Norge er lik summen av K2 husholdninger Fastlands-Norge og K3 ikke-finansielle foretak Fastlands-Norge. Løpende priser. Millioner kroner. Sesongjustert.
  - K3 ikke finansielle foretak Fastlands-Norge (beholdning ved utgangen av kvartalet) er skjøtet bakover i tid fra 3. kv. 1995 med veksten i K3 ikke-finansielle foretak (Norge totalt). Fra 3. kv. 1987 er serien skjøtet bakover i tid med veksten i foretakenes samlede lånegjeld.
  - K2 husholdninger Fastlands-Norge (beholdning ved utgangen av kvartalet) er skjøtet bakover i tid fra 3. kv. 1995 med veksten i K2 husholdninger (Norge totalt). Fra 3. kv. 1987 er serien skjøtet bakover i tid med veksten i husholdningenes samlede lånegjeld (Norge totalt).
  - Seriene er bruddjustert for statlige låneinstitutters utlån til borettslag mellom 1. kv. og 2. kv. 1994 og mellom 3. kv. og 4. kv. 1989, samt bruddjustert for ny institusjonell sektorgruppering mellom 4. kv. 2011 og 1. kv. 2012.
2. BNP Fastlands-Norge skjøtes bakover i tid fra 4. kv. 1977 med veksten i BNP (Norge totalt). Løpende priser. Millioner kroner.

### **BNP for Fastlands-Norge (1. kv. 1978 – 2. kv. 2012).**

Løpende priser. Millioner kroner. Sesongjustert.

Kilde: Statistisk sentralbyrå

### **Oljepris (1. kv. 1960 – 2. kv. 2012).**

Brent blend. NOK per fat. Sesongjustert.

En serie fra Thomson Reuters er fra 4. kv. 1985 skjøtet bakover i tid med en serie fra IMF.

Kilder: IMF og Thomson Reuters



**BNP for handelspartnere (1. kv. 1980 – 2. kv. 2012).**

Handelsvektet indeks for BNP for Norges 26 næreste handelspartnere. Landene vekstes etter landenes andel av tradisjonell norsk vareeksport. Indeksert: 1. kv. 1980 = 100. Sesongjustert.

Kilder: Thomson Reuters, Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

**Kredittrate for handelspartnere (4. kv. 1981 – 2. kv. 2012).**

Enkelt gjennomsnitt av kredittgapet (avviket i kreditt som andel av BNP fra en HP-trend,  $\lambda = 400\,000$ ) for fem land: Sverige, Danmark, Tyskland, England og USA. Kreditt- og BNP-seriene er sesongjusterte.

Kilder: OECD, BIS, Statistiska Centralbyrån, Nationalbanken, Bundesbank, Bank of England og Federal Reserve

- Opprinnelig ble seriene beregnet av Bank for International Settlements. Disse seriene ble imidlertid oppdatert med betydelig forsinkelse. De nye seriene er derfor hentet frem og konstruert slik at de ligner de opprinnelige seriene i størst mulig grad. Dette skyldes at de da er sammenlignbare og kan inngå i samme indikator.