

Nedsiderisiko i norsk økonomi i lys av Norges Banks indikatorer for en god motsyklisk kapitalbuffer

Alexander Ag

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2020



UNIVERSITETET I BERGEN

Forord:

Masteroppgaven markerer avslutningen på fem lærerike år ved Institutt for Økonomi ved Universitetet i Bergen. Med en avsluttet grad i samfunnsøkonomi sitter jeg igjen med prinsipper og tankerekker jeg kan støtte meg på i så mange ulike problemstillinger. Bakgrunn for valg av oppgave kommer fra et inspirerende og lærerikt praktikantopphold i Finansdepartementet forrige høst som ga meg innblikk i arbeidsoppgavene til seksjon for finansielle makroanalyser og pengepolitikk. Seksjonens høstprosjekt introduserte meg til *GDP-at-Risk* som fenomen og oppgaven bygger på erfaringene jeg gjorde meg derfra. Jeg ønsker å takke prosjektleder Arnaldur Sölvi Kristjánsson for alt jeg lærte i løpet av departementsoppholdet, men også for innspillene dine i avsluttende del av skriveprosessen.

Til min hovedveileder, Erling Vårdal, ønsker jeg å si takk for din positive innstilling til oppgaven fra første stund. Verdifulle kommentarer, innspill og betraktninger er ikke noe jeg som student kan forvente å bli servert, men det er heller et resultat av din opparbeide kompetanse og erfaring. I arbeidsprosessen har dette hjulpet meg å skape klarhet i tankerekkene om komplekse ideer og fenomener, men også skapt engasjement når ting har opplevdes vanskelig. En nyttig øvelse fra veiledningen din har vært å få beskjed om å lese setninger høyt på Skype, for så å bli stilt spørsmål om: «Står det skrevet det du virkelig prøver å formidle?». Svaret mitt har oftest vært «Nei», men dog veldig opplysende. Jeg ønsker også å takke Kjell Våge for kritiske og utfordrende spørsmål, samt verdifulle kommentarer underveis.

Etter endt studieløp ser jeg fram til å praktisere lærdommene fra økonomifaget sammen med mennesker med annen fagbakgrunn. I tillegg liker jeg at kunnskapskabalene som hører med et studieløp i samfunnsøkonomi i stor grad lar seg anvende på valg jeg står overfor som individ.

Sammendrag:

I oppgaven undersøker jeg om indikatorene Norges Bank tar utgangspunkt i ved råd om motsyklisk kapitalbuffer egner seg til å identifisere og tallfeste nedsiderisiko i norsk økonomi. Jeg anvender kvantilregresjoner på norske kvartalsdata fra 1983 til 2019 for å undersøke den betingede fordelingen til BNP-veksten for Fastlands-Norge ett, fire, åtte og tolv kvartaler frem i tid. Hovedfunnet fra oppgaven er at økninger i indikatorene bidrar til lavere forventet økonomisk vekst, men samtidig økt betinget volatilitet i den nedre delen av fordelingen. Den øvre delen av vekstfordelingen viser ikke tegn til økt betinget volatilitet, som tyder på at forverrede tilstander i det norske finansielle systemet, fanget opp av indikatorene, kun bidrar til økt nedsiderisiko. Funnene er signifikante med en horisont på åtte kvartaler og jeg argumenterer for at dette forårsakes av forsterkningsmekanismer fra finanssektoren som i litteraturen omtales som finansielle akseleratorer.

Innhold

Forord:.....	1
Sammendrag:.....	2
Kapittel 1 – Innledning.....	4
Kapittel 2 – Teoretisk grunnlag – «Den finansielle akseleratoren»	6
Kapittel 3 – Nedsiderisiko og tidligere studier om <i>GDP-at-risk</i>	12
Kapittel 4.1 – Kreditt og eiendomseksponering i norske finansforetak.....	19
Kapittel 4.2 – Datagrunnlag for analyse av nedsiderisiko i norsk økonomi.....	23
Kapittel 4.3 – Trendberegninger med ensidig HP-filter og justering.....	26
Kapittel 5.1 – Empiriske funn på nedsiderisiko i norsk økonomi	30
Kapittel 5.2 – Framoverskuende anslag på nedsiderisiko.....	45
Kapittel 6 – Implikasjoner	48
Kapittel 7 – Avsluttende kommentarer.....	51
Litteraturoversikt:.....	53

Kapittel 1 – Innledning

Til å anslå fremtidig økonomisk aktivitet studeres gjerne sammenhengen mellom BNP-vekst og ulike realøkonomiske forhold, men uten å ha vurdert usikkerheten om anslaget, kan økonomiens faktiske tilstand og stabilitet raskt overvurderes. I denne oppgaven undersøker jeg hvordan fremtidig BNP-vekst henger sammen med indikatorene Norges Bank har lagt til grunn i sine kriterier for en god motsyklisk kapitalbuffer siden 2013. Ved bruk av kvantilregresjoner undersøker jeg om vekstanslagene gjennom den betingede vekstfordelingen er tilbøyelig av ulik grad for endringer i indikatorene, mens jeg kontrollerer for tidligere vekst. Hensikten er å lete etter oppbygninger av finansielle ubalanser som kan forsterke og forårsake uventede sammentrekninger i realøkonomien. Følgelig er det finansielle systemet relevant for oppgaven, men også reguleringene i det hvor formålet er å skape finansiell stabilitet. I norsk økonomi er det finansforetakene banker og kredittforetak som utsteder kreditt og de forvalter mest kapital.¹ De finansierer seg med lån fra hverandre og har størst eksponering mot boligmarkedet.² Indikatorene i Norges Banks rammeverk for råd om motsyklisk kapitalbuffer fanger opp informasjon om dette og derfor relevant for oppgaven. Ved bruk av variasjonen i *samlet kreditt i forhold til BNP, boligpriser i forhold til husholdningers disponible inntekt, prisutvikling på næringseiendom og norske finansforetaks markedsfinansieringsandel* tilbake til 1983, undersøker jeg om de er egnet til å identifisere og tallfeste eventuell nedsiderisiko for norsk økonomi ett kvartal til tre år frem i tid.

I 2017 presenterte Det internasjonale pengefondet (IMF) et nytt makroøkonomisk mål på finansiell stabilitet, hvor fordelingen til BNP-veksten sammenkobles med ulike finansielle forhold ved bruk av kvantilregresjoner. I etterfølgende studier er slike regresjoner ofte brukt til å undersøke vekstfordelingen betinget på ulike forhold. Derfor

¹ Eksempler på andre finansforetak er pensjons- og forsikringsforetak og verdipapirfond.

² Med hverandre menes også utenlandske banker og kredittforetak.

anvender jeg kvantilregresjoner på norske kvartalsdata over perioden 1983 til 2019 for å inkludere informasjon om bankkrisen 90-tallet og finanskrisen 2008/09 hvor økonomisk aktivitet falt raskt på kort tid.

I en oppgave som omhandler nedsiderisiko blir det feil å ikke kommentere at koronavirusutbruddet som har forårsaket sjokkerende lav økonomisk aktivitet på kort tid både i hjemland og utland. For å finne tilsvarende arbeidsledighet i Norge må vi tilbake til 90-tallets bankkrise, og tiltakene i finans- og pengepolitikken slår i dag historiske rekorder. Dette er tegn på økonomisk krise, men en annen type enn før. Økt risiko tilknyttet transaksjoner, samt myndighetenes tiltak og restriksjoner er med på å fryse aktørenes typiske handlemønster og de initierende årsakene til lav aktivitet. Fordi informasjonsgrunnlaget i oppgaven består av faktorer som var relevant for bankkrisen på 90-tallet og finanskrisen 2008/09 er resultatene relevante for lignende typer kriser, og ikke alle typer kriser som kan inntreffe.

Resultatene er interessante å diskutere opp mot det teoretiske rammeverket utviklet av Ben Bernanke, Mark Gertler og Simon Gilchrist i løpet av 80- og 90-tallet. Her argumenteres det for at det finnes forsterkningseffekter i finansmarkedene som kan smitte bredt over til realøkonomien. I litteraturen omtales dette som «finansielle akseleratorer». I kjernen av denne teorien er det sviktende kredittmarkeder, forårsaket av asymmetrisk informasjon mellom låntaker og långiver, som gir eksistens til finansielle akseleratoreffekter. Uventede sjokk som påvirker verdien på pantbare realaktiva, kan så iverksette slike effekter.

I kapittel 2 presenteres oppgavens teoretiske grunnlag før IMF's nye mål på nedsiderisiko presenteres i kapittel 3 sammen med tidligere empirisk litteratur. Kapittel 4 omhandler norske forhold hvor datagrunnlaget for oppgaven motiveres. Analysen av nedsiderisiko for norsk økonomi er gjort i kapittel 5, før kapittel 6 diskuterer politiske implikasjoner av funnene. Kapittel 7 konkluderer med avsluttende kommentarer.

Kapittel 2 – Teoretisk grunnlag – «Den finansielle akseleratoren»

De to konvensjonelle retningene innen makroøkonomi - realkonjunkturteori og Keynesiansk IS-LM-teori forsøker å svare på hvordan økonomien påvirkes av sjokk og hvordan reguleringsmyndigheter bør forholde seg til dem. Førstnevnte betrakter konjunktursvingninger som om de er markedets mest effektive reaksjon på eksogene sjokk, og at sjokk ikke representerer noen form for markedssvikt. Derfor bør ikke politiske beslutningstakere gripe inn i berørte markeder for å dempe sjokkets effekt på økonomien. Sistnevnte betrakter konjunktursvinger som om de kan og bør rettes opp i ved bruk av ekspansiv- og kontraktiv finans- og pengepolitikk. Innen de to retningene legges det ulike forutsetninger til grunn, men begge har som utgangspunkt at tilstanden i finansmarkeder og markeder for kreditt ikke påvirker realøkonomien. Videre godtar de to toneangivende hovedretningene proposisjonen i Modigliani og Millers (1958), nemlig at selskapers finansieringsstruktur ikke er av betydning for gjennomsnittlig kapitalkostnad (Bernanke, Gertler, Gilchrist, 1999, s. 1343).³

Gertler (1988) trekker frem et alternativt syn innen makroøkonomi hvor tilstanden i kredittmarkedet er avgjørende for at konjunktursvingninger i det hele tatt eksisterer. Ifølge dette synet er ikke forverrede tilstander i kredittmarkeder, økte gjeldsbyrder, synkende aksjepriser og bankkonkurser konsekvenser av lav realøkonomisk aktivitet, men heller årsaker. I Modigliani og Millers teorem er det antatt symmetrisk informasjon mellom aktørene i finansmarkedet, men Bernanke, Gertler og Gilchrist (1999, s. 1345) argumenterer med (bred støtte i litteraturen) at asymmetrisk informasjon mellom låntaker og långiver kan gi opphav til agent-prinsipal-utfordringer og dermed sviktende kredittmarkeder.

Tanken er at låntaker kan ha tilgang på mer risikorelevant informasjon enn långiver, og videre påta mer risiko enn det långiver er kjent med, uten kompensasjon. For

³ Selskapers gjennomsnittlige kapitalkostnad er definert som et vektet gjennomsnitt av rentekostnadene på eksternt gjeld og investorenes avkastningskrav på intern egenkapitalfinansiering» (Modigliani, Miller, 1958, s. 268).

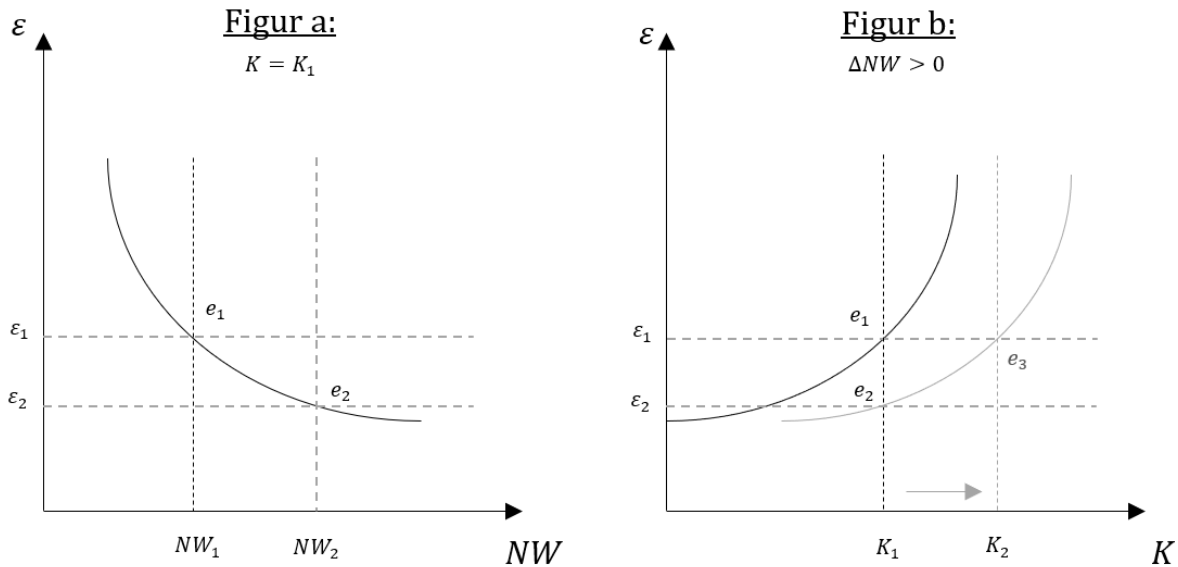
långivende finansforetak er dette ugunstig, fordi det betyr økt usikkerhet om fullstendig lånebeløp tilbakebetales. Det er gjerne mer kostbart for långiver å anskaffe den samme informasjonen låntaker har tilgjengelig, enn det er å pålegge en premie (agentkostnad) som kompenser for slik potensiell risiko. Når kredittmarkedet befinner seg i kriseperioder hvor usikkerheten om framtiden er høy, øker forventet kostnad på kredittutstedelser og det kan oppstå friksjoner i markedet som forverrer markedets effektivitet. Altså, det kan finnes redelige låntakere som burde hatt tilgang på ekstern finansiering, men som ikke får det grunnet sviktende kredittmarkeder.

Bernanke, Gertler og Gilchrist (1999, s. 1345) introduserer et makroøkonomisk modellapparat til vurdering av de kvantitative effektene kredittfriksjoner har på realøkonomien. I modellen presenteres begrepet «finansiell akselerator» som en forsterkende mekanisme på sjokk realøkonomien utsettes for. Det er forholdet mellom tre variabler som driver den finansielle akseleratoren; 1) ekstern finansieringspremie (ε) definert som differansen mellom ekstern finansieringskostnad og alternativkostnaden til internfinansieringen, 2) nettoformue til potensielle låntakere (NW) definert som summen av likvide aktiva (sparte midler) og panteverdi til ikke-likvide aktiva (eks. bolig) minus utstående forpliktelser og 3) kapital- eller finansieringsbehovet til potensielle låntakere (K).

For et gitt finansieringsbehov (K_1) er det rimelig at finansieringspremien (ε) henger negativt sammen med låntakers nettoverdi (NW), slik figur 1a viser. Dette er fordi låntakere med lav nettoverdi i liten grad kan garantere tilbakebetaling av lånebeløpet, slik at långiver krever kompensasjon for eventuelle agentkostnader. Låntakere med høy nettoverdi er mer kredittverdig overfor långivende finansforetak, og får dermed tilgang på samme finansiering (K_1) til lavere finansieringspremie. På denne måten vil asymmetrisk informasjon føre til brudd på antagelsen om at gjennomsnittlig kapitalkostnad er uavhengig av selskapers finansieringsstruktur.

En økning i låntakers nettoverdi (NW_2) vil redusere finansieringspremien for gitt finansieringsbehov, som videre øker låntakers finansingsmuligheter (figur 1b).

Figur 1 – Effekt av økning i låntakers nettoverdi:



Merknad: Figur a viser at låntakere, for et gitt finansieringsbehov får tilgang på rimeligere finansiering om nettoverdien er høy. Figur b viser at långivende finansforetak er villig til å tilby mer kapital til samme finansieringspremie til låntakere med høyere nettoverdi.

Som eksempel vil en potensiell låntaker med en bestemt nettoverdi (NW_1) og bestemt finansingsbehov (K_1) være begrenset til tilpasningen i punkt e_1 . Om verdien på låntakers pantbare aktiva øker, vil finansieringspremien for det samme kapitalbehovet falle (e_2). Låntakerens økte nettoverdi tillater tilpasning i punkt e_3 , hvor det lånes mer til samme agentkostnad som før. Et viktig poeng er at finansieringspremien er fallende i gode tider, mens i en krisetilstand i kredittmarkedet eller prisfall på realaktiva (bolig) er finansieringspremien på kapital økende, også på allerede utestående forpliktelser som igjen bidrar til fall i låntakers nettoverdi. Slik er mekanismen i den finansielle akseleratoren beskrevet hvor effekten av eksogene sjokk i realøkonomien forsterkes.

I et perfekt marked for kreditt hvor informasjonen mellom aktørene i finansmarkedet er symmetrisk og balansert (ingen agentkostnader), er den gjennomsnittlige kapitalkostnaden uavhengig av selskapets finansieringsstruktur eller nettoverdi, slik

Modigliani og Millers teorem foreslår.⁴ Bernanke, Gertler og Gilchrists modell tar i betraktning og berører problematikken som kan oppstå i kredittmarkedet som konsekvens av asymmetrisk informasjon og agentkostnader på en måte de to konvensjonelle retningene innen makroøkonomi ikke gjør (Bernanke, Gertler og Gilchrists 1999, s. 1343).

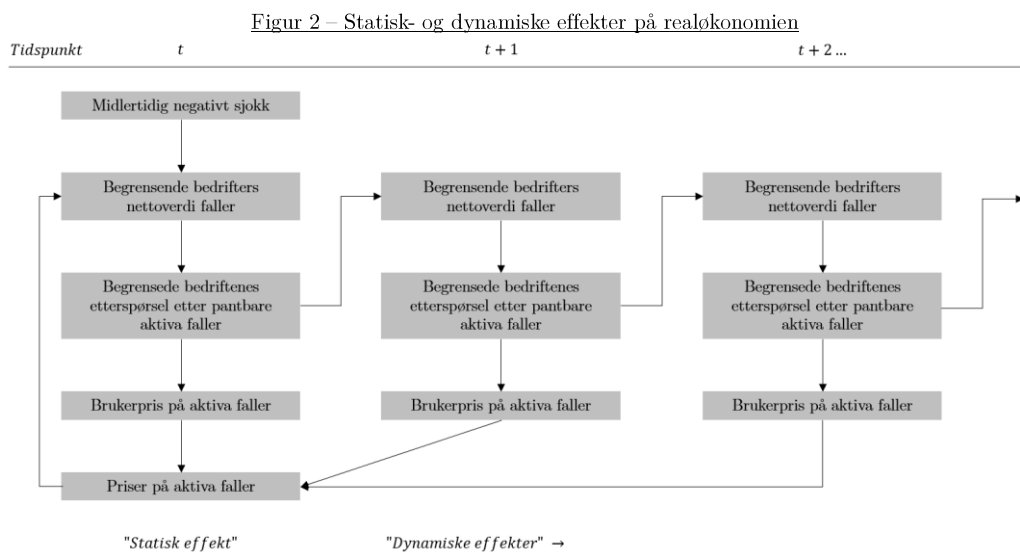
Kiyotaki og Moore (1997) er en teoretisk studie publisert i *Journal of Political Economy* hvor långivere ikke kan pålegge låntakere å tilbakebetale gjeld med mindre reelle panteobjekter er stilt som sikkerhet. Forfatterne undersøker sammenhengen mellom kredittbegrensninger og priser på realaktiva og finner at små midlertidige teknologisjokk eller sjokk tilknyttet inntektsfordeling kan utløse to mekanismer som bredt smitter til andre sektorer og dermed påvirker aggregert økonomisk aktivitet. Mekanismen er todelt i en statisk effekt i inneværende periode sjokket inntreffer, men også en dynamisk effekt som strekker seg ut i tid. I teorien kan den dynamiske effekten være likeså betydelig som den statiske effekten (Kiyotaki og Moore, 1997, s. 214).

I det teoretiske rammeverket beskrives en økonomi hvor langvarige aktiva (land, bygninger og maskiner) er knappe ressurser som kan stilles som panteobjekter ved opptak av lån, men de fungerer også som innsatsfaktorer i bedriftenes produksjon. Blant bedriftene er det antatt heterogenitet hvor noen er kredittbegrenset og må stille land som panteobjekt får å få tilgang på ekstern finansiering, mens resten av bedriftene ikke kredittbegrenset. Om bedriftene på et bestemt tidspunkt opplever et midlertidig sjokk som påvirker nettoverdien deres, vil dette tvinge dem til å redusere investeringsgraden sin og oppkjøp av land, samtidig som kostnader tilknyttet utestående forpliktelser skal dekkes. Dette iverksetter den statiske effekten som driver prisene på pantbare aktiva ned i inneværende periode som igjen vil påvirke bedriftenes

⁴ I tillegg til antagelsene om ingen transaksjonskostnader, ingen konkurskostnader, ingen skjulte agenthandling, nøytrale- eller ikke-eksisterende skatter og konstant avkastning på investeringsprosjekter.

nettoverdi (Kiyotaki og Moore, 1997, s. 212).

Den dynamiske effekten trer i kraft i påfølgende perioder hvor bedriftene møter lavere inntjening. Som konsekvens vil nettoverdien falle og investeringer må igjen reduseres grunnet kredittbegrensningene. For å hindre at de begrensede bedriftenes nettoverdi skal fortsette å falle i kommende perioder, må de ubegrensede bedriftene øke sin etterspørsel etter land, men dette skjer kun om brukerkostnaden (alternativkostnaden) av å eie land faller.⁵ Forventningene om at brukerkostnaden vil falle for kommende perioder vil vise seg som en prisreduksjon på land i dag, fordi markedsprisen reflekterer den diskonterte verdien av brukerkostnaden (Kiyotaki og Moore, 1997, s. 212). Den dynamiske effekten fanger opp de intertemporale forventningene om prisen på pantbare aktiva som dannes ved nåværende tidspunkt.



Merknad: Figuren er oversatt og reproduisert (Kiyotaki og Moore, 1997, s. 212).

Hovedfunnet i artikkelen er den *dynamiske* ringvirkningseffekten som oppstår ved en endring i bedrifters nettoverdi forårsaket av sjokk. Dette er et tilskudd til Bernanke og Gertler (1989) hvor en endring i bedriftens nettoverdi påvirker agentkostnadene mellom låntaker og långiver i inneværende periode (den statiske effekten).

⁵ Brukerkostnaden for de ubegrensede bedriftene er definert som differansen mellom prisen på land i inneværende periode og nåverdien av prisen på land i kommende periode.

Teorigrunnlaget fra Bernanke, Gertler og Gilchrist (1999) og Kiyotaki og Moore (1997) underbygger og gir gode økonomiske argumenter for hvorfor samlet kreditt, boligprisutvikling og finansforetakenes finansieringsstruktur tas utgangspunkt i til vurdering av finansiell stabilitet gjennom rammeverket for motsyklisk kapitalbuffer. Derfor er det interessant å undersøke sammenhengen mellom indikatorene og fordelingen til fremtidig økonomisk aktivitet og da særlig med tanke på økonomiens nedsiderisiko. I kapittel 4 er sammensetningen av indikatorene gjennomgått i detalj før jeg anvender kvantilregresjoner på dem til å undersøke nedsiderisiko i norsk økonomi.

Kapittel 3 – Nedsiderisiko og tidligere studier om *GDP-at-risk*

Det internasjonale pengefondet (IMF) publiserer to ganger i året en global finansiell stabilitetsrapport (GFSR) hvor det foretas en helhetlig vurdering av tilstanden i det globale finansielle systemet. Rapporten har hovedfokus på nåværende markedstilstander, systematiske utfordringer som utgjør risiko for global finansiell stabilitet og om nye fremvoksende låntakere har god tilgang til finansmarkedene (IMF 2020). I ett av kapitlene fra oktober-rapporten i 2017 presenteres et nytt makroøkonomisk mål på finansiell stabilitet, hvor finansielle forhold kobles til sannsynlighetsfordelingen til fremtidig BNP-vekst. Hovedpoenget fra kapitlet er at endringer i finansielle forhold skifter hele fordelingen til BNP-veksten, og særlig nedre del av den. Fenomenet omtales som økt nedsiderisiko, eller økt *GDP-at-risk* ved forverrede finansielle forhold (IMF 2017). En viktig del av IMF's motivasjon for å utvikle et slikt mål, er å kunne måle finansiell stabilitet etter en felles internasjonal målestokk, gi politiske beslutningstagere muligheten til å danne et fremtidig risikobilde, men kanskje mest av alt, tallfeste hvordan det finansielle systemet kan forsterke effektene av sjokk realøkonomien utsettes for (IMF 2017).

I rapporten er samlebegrepet *finansielle forhold* delt inn i tre kategorier; risikoprising (avkastning på nasjonale børser, bankens marginer og avkastning i boligmarkedet), grad av giring i økonomien (samlet kreditt i forhold til BNP) og ekstern risiko (valutakursendring, råvarepriser og volatilitetsindeks). IMF bruker data over disse forholdene for hvert land til å sette sammen en samleindikator for finansielle ubalanser, for deretter å undersøke hvordan den påvirker ulike lands nedsiderisiko. I undersøkelsen bruker IMF kvantilregresjoner for å undersøke nedsiderisiko i 21 ulike økonomier, både av avansert- og fremvoksende karakter (IMF 2017).⁶ Siden publiseringen av rapporten har flere sentralbanker tatt interesse for kvantilregresjoner og brukt dem til å

⁶ Norsk økonomi er ikke inkludert blant de 21 økonomiene.

undersøke hvordan finansielle indikatorer påvirker fremtidig betinget BNP-vekst fordeling.⁷

Kvantilregresjoner er et økonometrisk verktøy som egner seg til å modellere fordelinger til kontinuerlige og tilfeldig fordelte variabler på en enkel måte, men også identifisere eventuelle effekter mellom forklaringsvariabel og forklart variabel gjennom fordelingen. Å kjenne den sanne framtidige fordelingen til økonomiens vekst hadde vært ideelt, men fordi den er ukjent, må den estimeres. Den betingede kvantilfunksjonen (BKF) er utgangspunktet for kvantilregresjoner. Betrakt en problemstilling hvor vi er interessert i fordelingen til en fremtidig variabel y_{t+h} . Den betingede kvantilfunksjonen for en gitt vektor med forklaringsvariabler (X_t) og et bestemt persentil (τ) er så definert som:

$$BKF = Q_{\tau}(y_{t+h}|X_t) = F_y^{-1}(\tau|X_t)$$

Funksjonen $F_y(y_{t+h}|X_t)$ er den kumulative fordelingsfunksjonen til y_{t+h} betinget på X_t . Om $\tau = 0,05$ vil BKF uttrykke det nedre femte persentilet til y_{t+h} , gitt X_t .⁸ Tilsvarende uttrykker BKF medianen til y_{t+h} om $\tau = 0,5$, betinget på forklaringsvariablene X_t (Angrist og Pischke, 2009, s. 270). Ved å anvende kvantilregresjoner på Fastlands-Norges BNP-vekst for ulike verdier av τ , kan vi undersøke effektene nøkkelindikatorene (X_t) fra rammeverket for motsyklisk kapitalbuffer har gjennom vekstfordelingen.

Den betingede kvantilfunksjonen er sammenlignbar med den betingede forventningsfunksjonen (BFF), som estimeres ved bruk av minste-kvadraters-metode (MKM). I MKM minimeres kvadrerte avvik mellom observert og predikert verdi, mens ved estimering av BKF er minimeringsproblemet definert som følger:

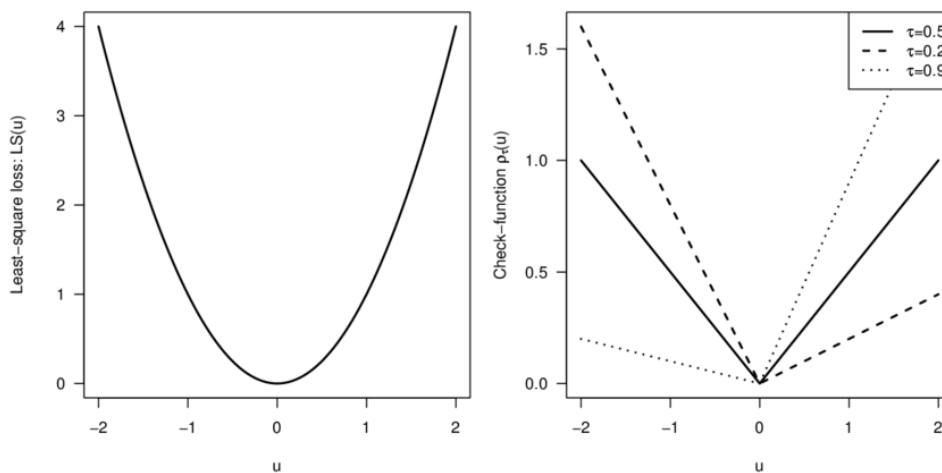
$$Q_{\tau}(y_{t+h}|X_t) = \arg \min_{q(X)} E[\rho_{\tau}(y_{t+h} - q(X_t))]$$

⁷ Se blant annet Duprey og Ueberfeldt (2018) og Aikman mfl. (2019).

⁸ Kvantiler er punkter i en fordeling som rangerer verdiene i fordelingen, mens persentiler uttrykker kvantilene fra 0 til 100, femte-femtiende- og nittifemte persentil osv.

Størrelsen $\rho_\tau(u) = (\tau - 1(u \leq 0))u$ er en vektingsparameter, hvor τ er selvbestemt persentil mellom null og én. Modellens feilledd er uttrykt gjennom u . Ved grafisk fremstilling av $\rho_\tau(u)$ ligner den et avhakesymbol og kalles av den grunn for hakefunksjonen (se figur 3). I tilfellet hvor $\tau = 0,5$ vil hakefunksjonen være lik $\rho_{0,5}(u) = \frac{1}{2}|u|$, som impliserer at absoluttverdien til avvikene i problemet over minimeres med *lik vekt*. Minimering av absolutte avvik er karakteristisk for estimering av den betingede medianen, og er et kjennetegn som skiller kvantilregresjoner fra MKM-regresjoner. Om $\tau \neq 0,5$, vokter hakefunksjonen absoluttverdien av positive og negative avvik asymmetrisk. Høye verdier av τ tildeler positive avvik relativt mer betydning enn negative, og motsatt. På denne måten kan minimeringsproblemet brukes til å peile seg inn på betinget persentil av interesse (Angrist og Pischke 2009, s. 271).

Figur 3 – Feilledd under MKK-regresjon og kvantilregresjon:



Merknad: Figuren til venstre viser hvordan positive og negative feilledd i en MKM-regresjon vektet kvadratisk, mens figuren til høyre viser hvordan en kvantilregresjon vokter absolutte avvik ved hjelp av hakefunksjonen. Heltrukken hakefunksjon viser symmetrisk vektning av positive og negative avvik (medianestimering). Negative avvik tildeles større vekt ved estimering under medianen ($\tau = 0,2$). En predikert regresjonslinje vil da i større grad føye seg etter forklarte observasjoner i det 20 persentilet. Figur (Researchgate 2020).

I tilfellet med én forklaringsvariabel vil estimatoren i en kvantilregresjon være den som minimerer summen av de vektete absolutte avvikene:

$$\beta_\tau \equiv \arg \min_{\beta_\tau} E[\rho_\tau(y_{t+h} - \beta_\tau x_t)]$$

Koenker og Basset (1978) viser at, for et gitt utvalg, vil uttrykket under være en konsistent lineær estimator av y_{t+h} sin kvantilfunksjon, betinget på x_t .

$$\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau|x_t) = x_t \hat{\beta}_\tau$$

På denne måten har kvantilregresjoner to sentrale egenskaper som skiller dem fra MKM-regresjoner; 1) summen av absolutte avvik minimeres ved estimering av modellen fremfor kvadrerte avvik, og 2) feilleddene kan vektas asymmetrisk avhengig av hvilken del av fordelingen en er interessert i. Videre er særlig avvikende observasjoner (*outliers*) av stor betydning ved MKM-estimering grunnet kvadrering, men av mindre betydning ved kvantil-medianestimering. Gjennom hakefunksjonen kan de avvikende observasjonene tildeles mer betydning ved å presisere persentilet observasjonene ligger.

Eksempelvis vil en kvantilregresjon av lønn på utdanning i femte persentil ($\tau = 0,05$), ikke undersøke effekten av utdanning på medianlønnen, men effekten utdanning har på lønnen i nedre delen av lønnsfordelingen. På tilsvarende måte ønsker jeg å undersøke om Norges Banks indikatorer for motsyklisk kapitalbuffer har ulik effekt gjennom fordelingen til BNP-veksten. Dermed gjøres det ingen antagelse om fremtidig fordelingen eller usikkerheten om forventet vekstanslag. Alternativt kunne man antatt normalfordeling om forventet vekstanslag, for så å illustrere usikkerheten ved bruk av viftediagrammer. Da ville vekstanslagene fordelt seg symmetrisk i ulike sannsynlighetsintervaller, slik det gjøres i Norges Banks pengepolitiske rapporter.

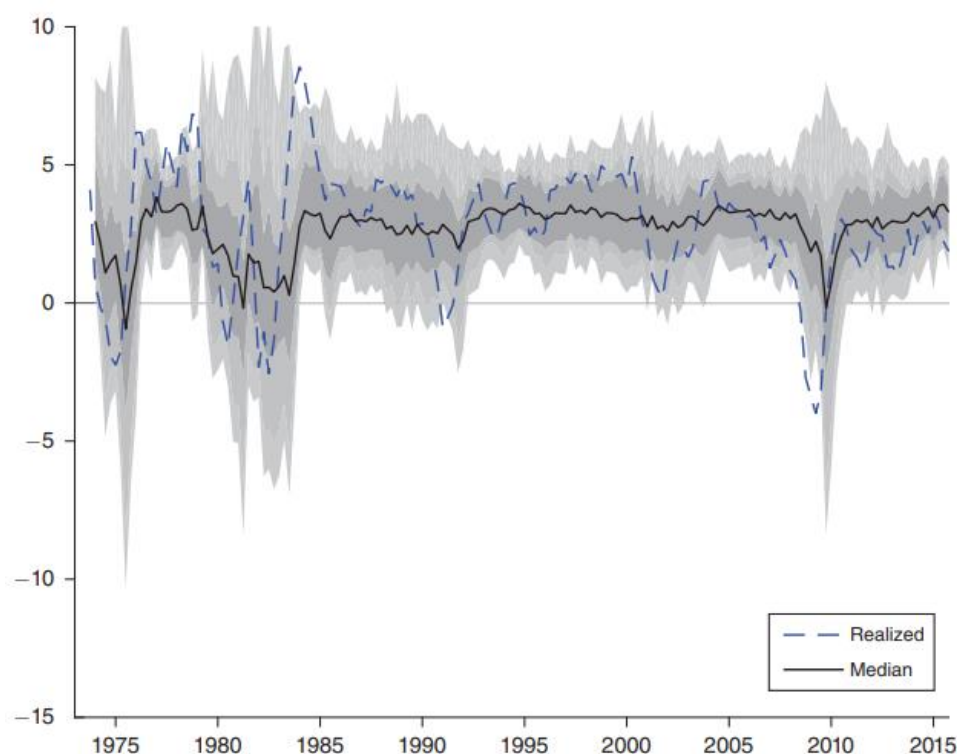
En nyskapende studie som anvender kvantilregresjoner til å undersøke fordelingen til BNP-veksten betinget på finansielle forhold og tidligere økonomisk vekst er *Vulnerable Growth* (2019) publisert i *The American Economic Review*. I studien brukes amerikanske kvartalsdata over firekvartalsvekst og NFCI-indikatoren tilbake til 1973.⁹ Forfatterne finner at forverrede finansielle forhold (høye NFCI-verdier) forbindes med økt betinget volatilitet og fall i betinget gjennomsnittlig vekst. Dette gir opphav til samvariasjon mellom nedre del av estimert fordeling til BNP-veksten og strammere

⁹ *National Financial Conditions Index* (NFCI) publiseres av *Federal Reserve Bank of Chicago* og inneholder en rekke forhold som beskriver tilstanden i amerikanske markeder for penge, gjeld og egenkapital, samt det tradisjonelle- og skyggebanksystemene. Indeksen er et vektet gjennomsnitt av et indikatorsett med 105 normaliserte variabler (Federal Reserve Bank of Chicago 2020).

finansielle forhold, mens øvre del av fordelingen opptrer mer uavhengig.

Ved bruk av vektor autoregressive modeller undersøkes den betingede fordelingen til BNP-veksten ett og fire kvartaler frem i tid.¹⁰ Nærmere bestemt estimeres fremtidig medianvekst og vekst i femte, tjuefemte, syttifemte og nittifemte persentil ved bruk av kvantilregresjoner. I figuren under er hovedpoenget fra artikkelen vist – nemlig asymmetrien mellom de øvre og nedre estimerte persentilene. Nedre del av estimert fremtidig fordeling varierer betydelig mer enn øvre del av fordelingen. Et viktig poeng er at forfatterne finner at variasjonene ikke er drevet av tidligere økonomisk vekst, men heller av finansielle forhold fanget opp av NFCI-indikatoren (Adrian, Boyarchenko og Giannone, 2019).

Figur 4 – Firekvartalsvekst og estimert fordeling BNP-vekst (amerikanske forhold):



Merknad: Figuren viser tidsutviklingen til realisert firekvartalsvekst (blå) og anslått medianvekst (sort) i den betingede BNP-fordeling fire kvartaler frem. I tillegg er anslagene i femte-, tjuefemte, syttifemte og nittifemte persentil vist (skyggelagt grått område). Veksten på horisontal akse er målt i prosent. VAR-modellen brukt til å lage anslagene betinger på tidligere økonomisk vekst (fire lag) og NFCI-indikatoren.

¹⁰ I vektor autoregressive modeller (VAR-modeller) antas inkluderte variabler i spesifisert modell å avhenge av hverandres tidligere laggede observasjoner. En VAR(1)-modell bruker ett lag fra variablene, mens en VAR(4) bruker fire lag. Forfatterne bruker også *bootstrap* for beregning av standardfeil med 1000 repetisjoner.

En slik utvikling i BNP-vekstens sårbarhet kan observeres fordi det i det finansielle systemet finnes forsterkningsmekanismer. Forfatterne argumenterer for at finansielle forhold er nyttige til å anslå nedsiderisiko for BNP-veksten, fordi 1) de fanger opp kredittfriksjoner på enten tilbudssiden eller etterspørselssiden i økonomien eller 2) finansielle forhold representerer et mer informativt signal om mulig fremtidig risiko (Adrian, Boyarchenko og Giannone, 2019).

Innlegget *Expecting the unexpected – can we predict risks to Norwegian GDP-growth?* på Norges Banks fagblogg for ansatte ble publisert av Karsten Gerdrup i 2019.¹¹ Her undersøkes det ved hjelp av kvantilregresjoner hvordan risikoen i Fastlands-Norges økonomiske vekst avhenger av de fire indikatorene fra Norges Banks kriterier for en god motsyklisk kapitalbuffer, samt en samleindikator.¹² Datagrunnlaget strekker seg fra fjerde kvartal 1986 til tredje kvartal 2018. Forfatteren argumenterer for at enkle kvantilregresjoner mellom økonomisk vekst og indikatorene gir lovende resultater til å anslå nedsiderisiko for norsk økonomi tre år frem i tid. Vekstanslagene for median og nedre femte persentil er gjort ved å betinge på indikatorenes tidligere verdier (tre år siden), samt fire lagger fra tidligere økonomisk vekst. Videre betinges modellen på kreditt/BNP-gapet og estimeres frem til første kvartal 2006 før veksten anslås tre år frem i tid. Modellens anslåtte og forventede vekst i 2009 er urimelig høyt sammenlignet med realisert vekst, men anslaget i nedre femte persentil er rimelig presist. Det påpekes at samleindikatoren egner seg enda bedre til å anslå nedsiderisiko, men ulempen er at den i analysen er beregnet på bakgrunn av hele utvalget, altså observasjoner etter første kvartal 2006 (Gerdrup, 2019). Innlegget redegjør ikke for størrelseseffektene indikatorene har gjennom vekstfordelingen, men funnene er formidlet med visuelle

¹¹ Karsten Gerdrup er ansatt i Norges Bank som leder for modellenhetene i avdeling for pengepolitikk og avdeling for finansiell stabilitet.

¹² Indikatorene benyttet i undersøkelsen er samlet kreditt i Fastlands-Norge relativt til Fastlands-Norges BNP, boligpriser i forhold til husholdningenes disponible inntekt og salgspriser på næringsseiendom. Samleindikatoren er basert på disse tre indikatorene, samt andelen markedsfinansiering i norske kredittinstitusjoner.

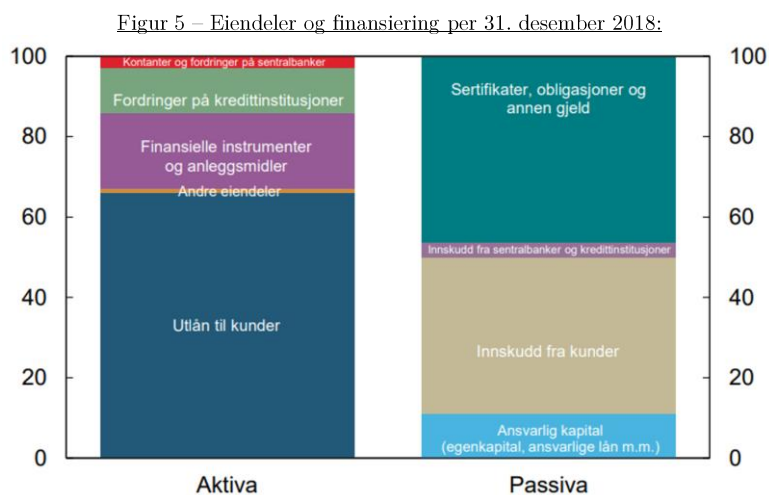
fremstillinger.

Anundsen mfl. (2016) har utført en panelstudie av 20 OECD land hvor kvartalsdata fra første kvartal 1975 til andre kvartal 2014 er benyttet til å undersøke hvilken rolle boligprisutvikling og kreditt spiller i perioder før og under krisetider med lav økonomisk vekst. I studien er også samleindikatoren fra innlegget i Norges Bank brukt (Gerdrup 2019). Ved bruk av multivariate sannsynlighetsmodeller (*logit*-modeller) finner forfatterne at boligpriser og husholdningers og ikke-finansielle foretaks kreditt er viktig å ta høyde for ved vurdering av finansiell stabilitet, men også at utviklingen i globale boligmarkeder kan brukes til å vurdere innenlandsk finansiell stabilitet. Et viktig funn i studien er at sannsynligheten for en krisetilstand er signifikant størst i perioder med bobletendenser i boligmarkedet og hvor husholdningene er tungt belånt (Anundsen mfl., 2016).

Forfatterne påpeker at boligpriser henger tett sammen med utvikling i kreditt, fordi tilgangen på kreditt fra finansforetak avhenger av låntakernes nettoverdi. Om kredittmarkedene er sviktende grunnet asymmetrisk informasjon mellom låntaker og långiver kan prisen på ekstern finansiering øke grunnet risiko tilknyttet tilbakebetaling. Ved å pantsette boligen ved opptak av lån kan lånekostnaden reduseres, men om boligprisene øker kan en selvforstekene mekanisme iverksettes hvor økt nettoverdi gir økt kredittverdighet og bedre låneevne. Med dette kan det skapes ytterligere press i boligprisene. De finansielle akseleratoreffektene (statisk og dynamisk) kan på denne måten gi opphav til at realøkonomiske sjokk forsterkes og vedvarer i tid ved et fall i boligpriser (Anundsen mfl., 2016). Forfatterne viser til det teoretiske rammeverket basert på Bernake og Gertler (1989), Bernanke, Gertler og Gilchrist (1999) og Kiyotaki og Moore (1997). Neste kapittel begynner med en presentasjon av deskriptiv eksponeringsstatistikk i det norske finansielle systemet, før kvantilregresjoner anvendes på Norges Banks nøkkelindikatorer.

Kapittel 4.1 – Kreditt og eiendomseksponering i norske finansforetak

Norske banker og kredittforetak hadde henholdsvis en forvaltningskapital (samlede eiendeler) tilsvarende 111 og 42 prosent av samlet brutto nasjonalprodukt i Norge per 31. desember 2018. Til sammen utgjør dette om lag 7 400 milliarder kroner. Med sine sentrale roller og store mengder forvaltningskapital, er finansieringsstrukturen og eiendelene i foretakene viktige faktorer med tanke på finansiell stabilitet i norsk økonomi (Norges Bank, 2019c, s. 52).



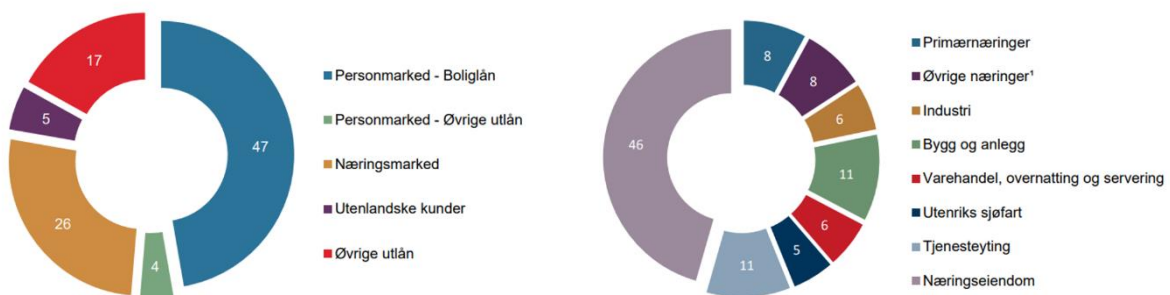
Merknad: Figuren viser summen av alle eiendeler og utestående forpliktelser til norskeide banker og kredittforetak med unntak av filialer og datterbanker av utenlandske banker i Norge (Norges Bank, 2019c, s. 52).

Egenkapital og kundeinnskudd utgjør om lag halvparten av finansieringsstrukturen til norskeide banker og kredittforetak, mens sertifikater, obligasjoner og annen gjeld (markedsfinansiering) utgjør resterende, sett bort ifra sentralbankers og kredittinstitusjoners innskudd. Kapitalkostnadene tilknyttet disse postene er henholdsvis alternativkostnaden til internfinansieringen og rentekostnadene kundene og obligasjonsutstederne kompenseres for årlig. Finansforetakene forvalter majoriteten av kapitalen i form av utlån til kunder, mens ulike finansielle instrumenter og anleggsmidler bidrar også til deres finansielle inntjening (Norges Bank, 2019c, s. 52).

Under «utlån til kunder» utgjør boliglån til personmarkedet 47 prosent, mens utlån til næringsmarkedet er nest største post på 26 prosent. Fra figuren under er det verdt å legge merke til at øvrige utlån og utlån til utenlandske kunder utgjør tilsvarende verdi

som næringsmarkedet. Innad i «næringsmarkedet» er det næringseiendom finansforetakene primært gir lån til (46 prosent). De resterende utlånene er jevnt fordelt mellom næringslivets ulike sektorer. Videre utgjør summen av boliglån til personmarkedet og utlån til næringseiendom om lag 60 prosent av alle utlån, eller om lag 40 prosent av all forvaltningskapital i norsk økonomi (om lag 2 900 milliarder). På denne måten er det mulig å se for seg at endringer i boligpriser kan påvirke økonomisk aktivitet, fordi boligverdien påvirker låntakeres kredittverdighet og mulighet til å få lån, som videre er avgjørende for at investeringer tas og andre goder i økonomien konsumeres (Norges Bank 2019c, s. 53).

Figur 6 – Banker og kredittforetaks utlånsfordeling i Norge og utlån til næringseiendomsmarkedet per 31. desember 2018.



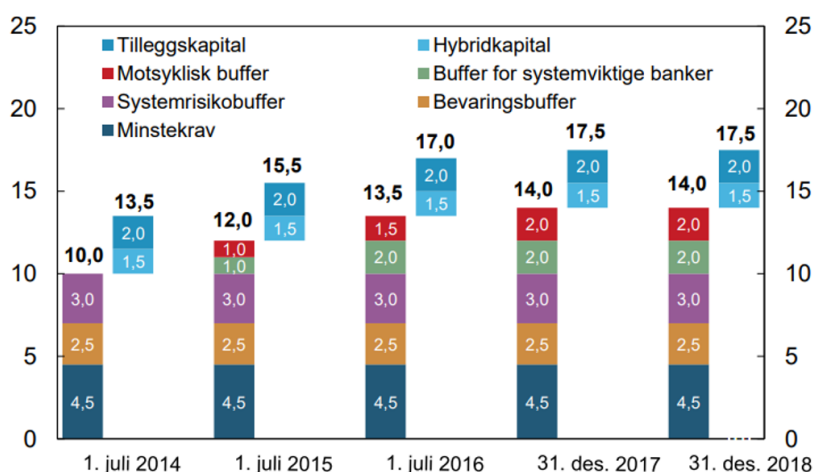
Merknad: Figuren til venstre viser utlånsfordelingen til banker og kredittforetak i Norge målt i prosent. Figuren til høyre viser banker og kredittforetaks utfordeling til næringsmarkedet (gul sektor i figuren til venstre) målt i prosent. «Øvrige næringer» består av naturressursutvinning, oljeservice, transport, forsyning og «ufordelt». Utlån til utenlandske kunder er ikke inkludert (Norges Bank 2019c, s. 53)

Det er bankenes omfattende og samfunnsmessige betydning som gjør dem til gjenstand for regulering. Formålet med reguleringene er å ruste det finansielle systemets stabilitet og redusere risikoen for fremtidige finanskriser, men også sørge for at bankene utfører oppgavene på en mest mulig effektiv måte for samfunnet som helhet. På samme måte som låntakere er i stand til å påta risiko på vegne av långiver grunnet asymmetrisk informasjon, kan bankene påta risiko på vegne av samfunnet ved å gi lån til særlig risikovillige låntakere. Dette er fordi at hvis bankene er tett knyttet sammen (høy markedsfinansieringsandel), kan misligholdte lån skape smitteproblemer til andre banker. Derfor finner vi ulike typer reguleringer som for eksempel innskuddsforsikring til kunder, mulighet for banker å få lån i sentralbanken, krisehåndtering av skjøre

banker, og krav til kapitaldekning i finansmarkedet. Det er Finanstilsynet som påser at reguleringene til enhver tid overholdes i systemet (Norges Bank, 2019c, s. 54).

Det reguleringene tilknyttet bankenes og kredittforetakenes egenkapital som er mest relevant for oppgaven, fordi jeg bruker data om dette senere. Videre er andelen egenkapital i forhold til samlede eiendeler ofte brukt som soliditetsmål på bedrifter. Kapitalkravet for at norske banker og kredittforetak skal kunne drive sin virksomhet er sammensatt bestående av ren kjernekapital, hybridkapital og tilleggskapital. Egenkapitalen er delt opp minstekrav, bevaringsbuffer og systemrisikobuffer, men kan også inkludere buffer for systemviktige banker om det er tilfellet.¹³ Ved konkurs skal ren kjernekapital, så hybridkapital og deretter tilleggskapital ta tapet (Norges Bank, 2019c, s. 86).

Figur 7 – Historisk opptrapping av banker og kredittforetaks kapitaldekningskrav i Norge:



Merknad: Figuren viser historisk opptrapping av kapitaldekningskrav i Norge som prosent av beregningsgrunnlaget. Minstekrav og bufferkrav i søylene til venstre utgjør kravet til ren kjernekapitaldekning. Hybridkapital og tilleggskapital i søylen til høyre legges til for å få krav til henholdsvis kjernekapitaldekning og kapitaldekning (Norges Bank 2019, s. 87).

I 2013 begynte Norges Bank å gi råd om motsyklisk kapitalbuffer til Finansdepartementet. Bufferen er ment å bygges opp når det går godt i norsk økonomi og skal tæres av i mer utfordrende tider. Lavere krav til egenkapital i dårlige tider bidrar til å gi slakk i finansforetakenes utlånspraksis. Fra figuren over ser vi at første

¹³ Kun DNB ASA og Kommunalbanken var systemviktige i banker i Norge per 2018.

oppbygningen av bufferen på én prosent av forvaltningskapitalen fant sted i juli 2015, og at bufferen videre så har blitt bygget opp.¹⁴

I Norges Banks Memo 1/2013 er det lagt til grunn tre kriterier for en god motsyklisk kapitalbuffer; 1) bankene bør bli mer robuste i gode tider, 2) bufferkravet bør ses i lys av andre krav til bankene og 3) tilbakeslag i det finansielle systemet bør lindres (Norges Bank, 2013a). Banken understreker at faglige skjønn og nåværende markedstilstander også vurderes, men hovedregelen for rådet har vært å ta utgangspunkt i fire nøkkelindikatorer som beskriver tilstander i det norske finansielle systemet:

- 1. Samlet kreditt som andel av BNP for Fastlands-Norge.*
- 2. Boligpriser i forhold til husholdningenes disponible inntekt.*
- 3. Salgspriser på næringseiendom.*
- 4. Andelen markedsfinansiering i norske kredittinstitusjoner.*

Resultatene i oppgaven er basert på den historiske utviklingen i disse indikatorene, og sammensetningen av dem er derfor gjennomgått i detalj i neste kapittel. Argumentene for at disse indikatorene er valgt er at finansielle kriser oppstår i perioder etter høy økonomisk aktivitet og høy grad av tillit mellom økonomiens aktører.¹⁵ Da utstedes gjerne mye kreditt og voksende boligpriser bidrar til økt formue- og panteverdi. Dette gir både økte muligheter, men også økt ønske om mer konsum og investeringer. Videre vil en utlånsvekst i finansmarkedet som er større enn innskuddsveksten (sparevekst), krever at finansforetakene finansierer seg eksternt ved å påta mer markedsgjeld. Dette skjer typisk i gode tider og kan underbygge oppgangen i samlet gjeld og formuesverdier. På denne måten kan rammeverket for motsyklisk kapitalbuffer ses i sammenheng med robustheten og stabiliteten i det norske finansielle systemet. Derfor har jeg bruk data over disse indikatorene til å undersøke nedsiderisiko i norsk økonomi.

¹⁴ Koronavirusutbruddet førte til at Norges Bank besluttet å gi Finansdepartementet råd om å sette kravet om motsyklisk kapitalbuffer ned fra 2,5 prosent til 1 prosent (Norges Bank, 2020a).

¹⁵ Låntakere får tilgang på kreditt om tilliten mellom partene er tilstrekkelig, gitt markedstilstandene.

Kapittel 4.2 – Datagrunnlag for analyse av nedsiderisiko i norsk økonomi

Til å tallfeste økonomisk vekst og finansielle forhold i norsk økonomi bruker jeg offentlige data fra henholdsvis statistikkbanken til Statistisk Sentralbyrå og Norges Banks serier fra rammeverket for råd om motsyklisk kapitalbuffer, samt en pengepolitisk rapport.

Fra statistikkbanken har jeg hentet det sesongjusterte bruttoproduktet for Fastlands-Norge målt som markedsverdi i faste 2017-priser.¹⁶ Jeg har valgt sesongjusterte data for å unngå kalendereffekter og faste priser for å se på reell og ikke nominell vekst.¹⁷ Ved å utelate næringer innen utvinning av råolje og naturgass, rørtransport og utenriks sjøfart unngår jeg at store svingninger i oljepris og oljereelatert virksomhet direkte påvirker veksten. Serien er hentet fra og med 1982 første kvartal helt frem til 2019 tredje kvartal for at den skal inneholde informasjon om både bankkrisen på 90-tallet og finanskrisen i 2008-2009. Deretter har jeg behandlet serien om til firekvartalsvekst (y_t) som betyr at serien forteller hvor mye bruttoproduktet vokser i løpet av fire kvartaler (eksempelvis fra første kvartal 2018 til første kvartal 2019). Formelt defineres dette som endringen i bruttonasjonalproduktet over fire kvartaler ($Y_t - Y_{t-4}$) relativt til bruttonasjonalproduktet på daværende tidspunkt (Y_{t-4}):

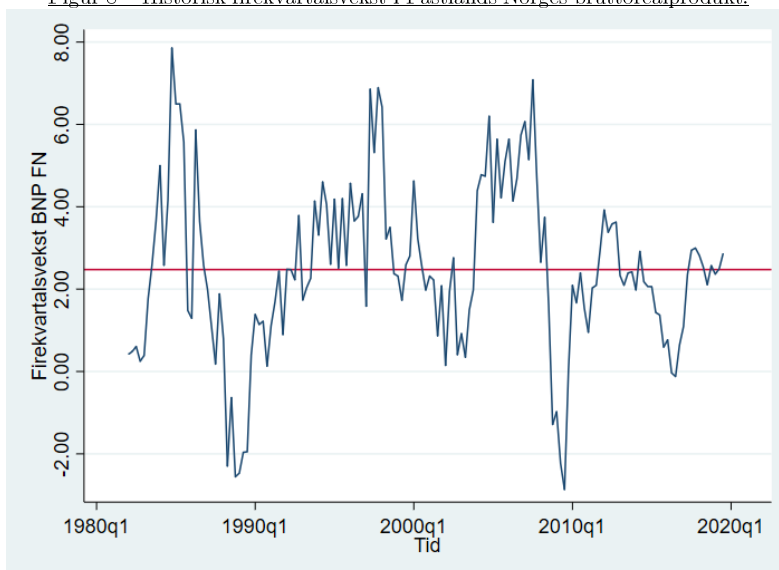
$$y_t = \left(\frac{Y_t - Y_{t-4}}{Y_{t-4}} \right) * 100$$

Årsaken til at jeg har omgjort serien til firekvartalsvekst er at det i lignende studier (presentert tidligere) om finansielle indikatorer og nedsiderisiko er vanlig praksis å bruke firekvartalsvekst som forklart variabel. Behandlingen av serien gir sesongjustert firekvartalsvekst i Fastlands-Norges bruttorealprodukt målt i prosent, som strekker seg fra første kvartal 1983 tredje kvartal 2019.

¹⁶ Bruttonasjonalproduktet (BNP) er målt i markedsverdi, definert som summen av bruttoproduktet over alle næringer, tillagt summen av alle produktskatter og fratrukket summen av alle produktsubsidier (Statistisk Sentralbyrå 2020a).

¹⁷ Se «Generelt om sesongjustering» publisert av Statistisk Sentralbyrå for en nærmere gjennomgang av prekorrigering og sesongjustering av statistikkbankens serier (Statistisk Sentralbyrå 2020b).

Figur 8 – Historisk firekvartalsvekst i Fastlands-Norges bruttorealprodukt.



Merknad: Figuren viser realisert firekvartalsvekst for Fastlands-Norges bruttorealprodukt. Gjennomsnittlig vekst over hele perioden er 2,48% (rød horisontale linje). Negativ vekst i bruttorealproduktet henger sammen med bankkrisen på 90-tallet, finanskrisen 2008/09 og perioden etter oljeprisfallet sommeren 2014.

I Norges Banks kriterier for en god motsyklisk kapitalbuffer er følgende nøkkelindikatorer tatt utgangspunkt i; samlet kreditt i Fastlands-Norge relativt til Fastlands-Norges BNP, boligpriser i forhold til husholdningenes disponible inntekt, salgspriser på næringsseiendom og andelen markedsfinansiering i norske banker og kredittforetak (Norges Bank 2013a).

Samlet kreditt i Fastlands-Norge er definert som summen av husholdningenes innenlandske gjeld (K2) og ikke-finansielle foretak (Fastlands-Norge) sin innenlandske og utenlandske gjeld (K3)¹⁸. Den samlede kreditten i indikatoren er kvartalsvis beregnet som andel av BNP for Fastlands-Norge målt i løpende priser (Norges Bank 2013a). En høy kreditt/BNP indikator tyder på mye kreditt i økonomien i forhold til årlig verdiskapning i fastlandsøkonomien, og motsatt.

Boligprisene er basert på flere kilder og skjøtet i overgangen fra kvartalstall til månedstall. Kvartalstallene er beregnet som gjennomsnittlig prisindeks over månedene i kvartalet. Den disponible inntekten er korrigert for reinvestert aksjeutbytte i årene

¹⁸ K3 er summen av innenlandsk gjeld (K2) og utenlandsk gjeld.

2000-2005 og innløsning/nedsettelse av egenkapital for årene fra 2006 og frem til 2012.¹⁹ Indikatoren er indeksert til 100 i fjerde kvartal 1998. Videre er næringseiendomsprisene kvartalsvis beregnet som markedsleie delt på investors avkastningskrav det neste året for de mest attraktive kontorlokalene i Oslo. De er beregnet som gjennomsnittlig næringseiendomspris de siste fire kvartalene i forhold til gjennomsnittlig BNP-deflator for Fastlands-Norge. Realprisene er indeksert til 100 i 1998 (Norges Bank 2013a).

Andelen markedsfinansiering er et mål på hvor mye ekstern finansiering finansforetakene henter fra andre finansforetak og er en indikasjon på grad av sammenkobling mellom foretakene. I balansen utgjør dette sertifikater, obligasjoner og annen gjeld passiva-siden i forhold til total eiendeler (se figur 5). I nevneren til indikatoren inkluderes innskudd fra husholdninger, private og offentlige foretak, kommuner, forsikringselskaper og verdipapirfond, mens innskudd fra banker, kredittforetak, finansieringsselskap og sentralbanker er ekskludert (Norges Bank 2013a).²⁰ En økt markedsfinansieringsandel betyr større forpliktelser mot gjeldsutstedere, uavhengig av aktivitet og utsikter i norsk økonomi.²¹

De to førstnevnte seriene publiseres fortsatt i dag og strekker seg fra 1983 første kvartal til 2019 tredje kvartal. Siden pengepolitisk rapport 4/16 er ikke priser på næringseiendom lengre offentlig tilgjengelig og inneholder dermed ikke observasjoner etter fjerde kvartal 2016. Andelen markedsfinansiering var offentlig tilgjengelig frem til rammeverket ble oppdatert i 2019 og slutter derfor andre kvartal 2019. Alle seriene begynner første kvartal 1983 og inneholder dermed informasjon over perioden bankkrisen på 90-tallet og finanskrisen 2008-2009 fant sted.

¹⁹ 1. januar 2006 erstattet aksjonærmodellen delingsmodellen fra skattereformen 1992.

²⁰ Se «Nærmere om dataseriene (oppdatert appendisk juni 2018)» i forbindelse med Norges Banks Memo 1/2013 for utfyllende informasjon og behandling seriene (Norges Bank 2013a).

²¹ Det er bankkundene (sparerne) og aksjonærene som selv risikerer henholdsvis innskuddene og egenkapitalen banken forvalter. Ekstern finansiering må tilbakebetales i henhold til avtale.

Figur 9 – Norges Banks nøkkelindikatorer (blå) fra kriteriene lagt til grunn for en god motsyklisk kapitalbuffer:



Merknad: Figuren viser historisk utviklingen i nøkkelindikatorerne (blå) fra og med 1983 første kvartal. Trendene (røde) er tilbakeregnet ved å trekke indikatorernes avvik fra trend fra indikatorernes nivå. Seriene for avvik (vist i figur 10) er hentet fra Norges Banks nettsider.

Kapittel 4.3 – Trendberegninger med ensidig HP-filter og justering

I tillegg til indikatorerne på nivåform, publiserer også Norges Bank indikatorernes avvik fra egen trend. Avvikene, eller gapene, er definert som differansen mellom indikatorens nivå og trend. Trendberegningene er ikke publisert, men er foretatt av sentralbanken ved bruk av Hodrick-Prescott filter (HP-filter). Dette er en standard metode for å dele en tidsserie inn i en syklisk komponent og en trendkomponent. Følgende minimeringsproblem brukes til å trendberegne en serie x_t med T observasjoner:

$$\arg \min_{r_t} \sum_{t=0}^T \left((x_t - r_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} ((r_{t+1} - r_t) - (r_t - r_{t-1}))^2 \right)$$

Løsningen r_t vil være seriens trendverdi på tidspunkt t for en bestemt glattingsparameter (λ). Parameteren påvirker i hvor stor grad trenden føyer seg til den opprinnelige serien. For å poengtere ytterpunktene, nærmer trenden seg lineær når $\lambda \rightarrow \infty$, mens trenden blir lik opprinnelig serie når $\lambda = 0$ ($x_t = r_t$). En kan legge merke til at, for et gitt tidspunkt, avhenger trendberegningen av nærliggende observasjoner rundt det aktuelle tidspunktet. Denne egenskapen gjør at HP-filteret tildeler mer vekt

til nyere observasjoner sammenlignet med et historisk gjennomsnitt hvor alle observasjonene er av like stor betydning (Norges Bank 2013b).

Trendberegninger ved bruk av HP-filter kan gjøres på forskjellige måter avhengig av informasjonen som legges til grunn. Et tosidig HP-filter benytter den fullstendige serien til å beregne trendverdier for alle tidligere tidspunkt. Dette betyr at trenden på et tidspunkt t i serien vil inneholde informasjon fra fremtidige data. Ensidige HP-filtre vil derimot kun bruke informasjon fra tidligere tidspunkt og det aktuelle observasjonstidspunktet til å beregne trendverdier. Norges Bank har benyttet ensidige HP-filtre for at indikatorenes nivå (for et gitt tidspunkt) skal samsvare med en trend beregnet på samme informasjonsgrunnlag. Denne metoden egner seg bedre når sentralbanken gir råd om motsyklisk kapitalbuffer i sanntid (Drehmann, Borio, og Tsatsaronis, 2011).

Størrelsen på glattingsparameteren (λ) er avgjørende for trendberegningen. Siden Hodrick og Prescott (1981) har vanlig praksis vært å bruke en glattingsparameter lik 1600 ved bruk av kvartalsdata. I senere tid utviklet Ravn og Uhlig (2002) en regel for valg av parameterstørrelse som avhenger av observasjonsfrekvensen (obf) i dataene.²³

$$\lambda = 1600 * \left(\frac{obf}{4}\right)^4$$

Til valg av glattingsparameter følger Norges Bank anbefalingene til Baselkomiteen. Banken viser til Drehmann, Borio, og Tsatsaronis (2011) som studerer hvordan kreditt/BNP-gapet egner seg til å gi råd om motsyklisk kapitalbuffer for 36 land. Forfatterne fra Den internasjonale oppgjørsbanken (BIS) bruker data tilbake til 1960 for enkelte av landene og finner at finansielle kriser i gjennomsnitt oppstår én gang i løpet av 20 til 25 år. I artikkelen påpekes det videre at finansielle konjunkturer og realkonjunkturer ikke ser ut til å være av samme lengde, men at finansielle

²³ Observasjonsfrekvensen settes lik 1, 4 og 12 for henholdsvis årlige, kvartalsvis og månedlige data og gir glattingsparametere lik 6,25, 1600 og 129600.

konjunkturer har en varighet på tre til fire ganger lengre enn realkonjunkturer. Når observasjonsfrekvensen i uttrykket over multipliseres opp med fire blir glattingsparameteren nærmere 400 000, og da argumenteres det for at kreditt/BNP-trenden ser ut til å bedre passe dataene.²⁴

Norges Bank har opplevd at når en ny kvartalsobservasjon inkluderes i trendberegningen, oppstår det revisjoner opp til 20 år tilbake i tid ved bruk av en glattingsparameter lik 400 000. For å unngå at nye enkeltobservasjoner får stor betydning for trendberegningen, er observasjonsperioden forlenget ved å inkludere produserte observasjoner fra en prognose med femårig horisont. Observasjonene i prognosen er beregnet ved bruk av et rullende gjennomsnitt fra de fire siste observasjonene i indikatoren. Hensikten med en utvidet observasjonsperiode er å gjøre trenden mindre følsom for kraftige svingninger i indikatorene (Norges Bank 2013a). I tillegg argumenterer banken med at indikatorens signalkvalitet for finansielle ubalanser forbedres ved bruk av denne typen trendjustering (Norges Bank 2013b).

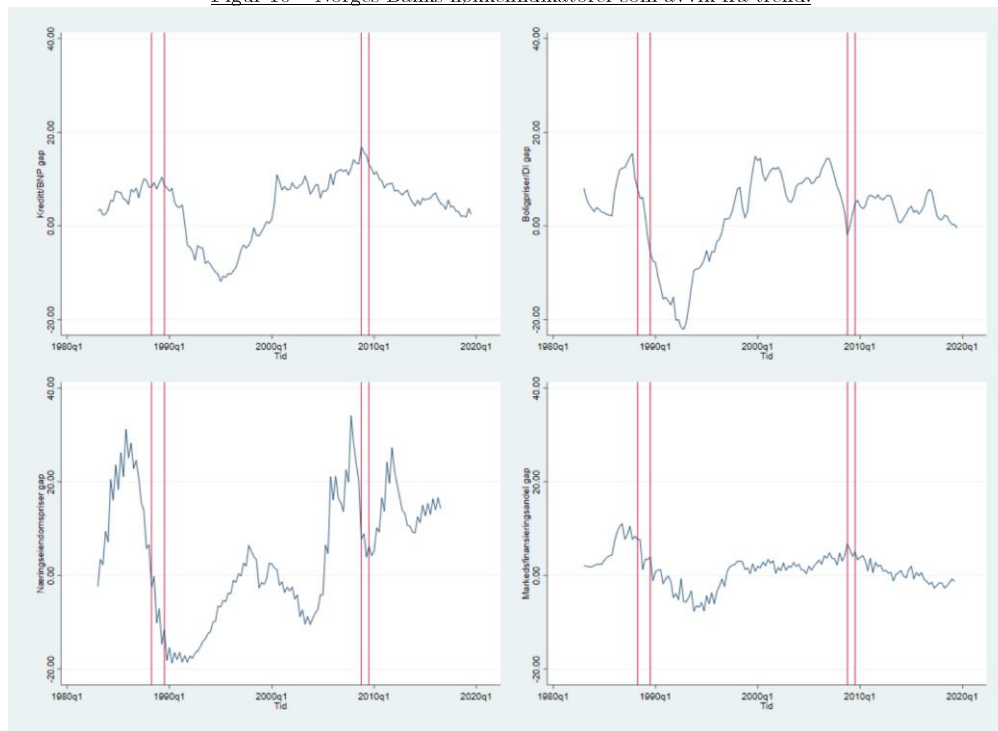
Norges Bank (2013b) foretar trendberegninger av indikatorene for andre størrelser på glattingsparameteren. For $\lambda = 3000$ signaliserer ikke noen av de fire gap-indikatorene at økonomien er i en stresstilstand før krisetider, fordi gapene gir for mange signaler, og ikke bygger seg opp i tide før kriser inntreffer. Ved bruk av $\lambda = 400\,000$ ser rett og slett gapene ut til å passe dataene bedre, og er sammen med anbefalingene fra Baselkomiteens argumentene for valg av parameterstørrelsen.

I tillegg eksperimenterer Norges Bank (2013b) med andre typer trendjusteringer enn det rullende gjennomsnittlige anslaget i HP-filteet. Hovedfunnet fra denne delen av studien er at HP-filtre med lineære og rullende lineære trendjusteringer yter dårligere sammenlignet med en rullende gjennomsnittlig trendjustering. Dette understøttes av at sistnevnte i gjennomsnitt ligger nærmere det tosidige filteret for hvert kvartal, samt

²⁴ Egentlig gir dette en glattingsparameter $\lambda = 1600 * \left(\frac{4*4}{4}\right)^4 = 409\,600$, men størrelsen er avrundet til 400 000.

at standardavvikene ligner mest på hverandre. Dermed er det er minst usikkerhet tilknyttet bruk av det ensidige HP-filteret som er justert ved med rullende gjennomsnittlige anslag. Hovedpoenget som trekkes frem er at signalkvaliteten forbedres ved bruk av en slik trendjustering og en glattingsparameter lik 400 000.

Figur 10 – Norges Banks nøkkelindikatorer som avvik fra trend:



Merknad: Figuren viser historisk utvikling i indikatorenes avvik fra trend (gap). De er beregnet ved å ta differansen mellom indikatorenes nivå og tilhørende trend. I trenden er det benyttet en glattingsparameter på 400 000. De røde linjene indikerer perioder med negativ realøkonomisk vekst i Fastlands-Norges bruttoprodukt rundt bankkrisen på 90-tallet og finanskrisen rundt 2008.

Fra figuren over er det å forstå at størrelsen på glattingsparameteren er avgjørende for variasjonen i indikatorenes avvik fra egen trend. En lav verdi av λ vil gjøre trenden mer lik den opprinnelige serien, som vil gi redusert variasjon i gapene. Uten noe variasjon ($\lambda = 0$) egner ikke gap-indikatorerne seg til å signalisere nedsiderisiko av den enkle årsaken grunnen at kovariansen mellom fremtidig vekst og gap-indikatorerne er lik null. På den andre siden vil større verdier av λ gjøre trenden stivere (nærmere lineær) og gi opphav til økt variasjon i gapene. Ved å følge Baselkomitéens argumenter for valg av parameterstørrelse, vil dette tilsvare å anta enda lengre finansielle konjunkturer.

Kapittel 5.1 – Empiriske funn på nedsiderisiko i norsk økonomi

I dette kapittelet undersøker jeg sammenhengen mellom fremtidig spredning i firekvartalsveksten for Fastlands-Norge og gap-indikatorene til Norges Bank. Nærmere bestemt undersøker jeg, ved hjelp av kvantilregresjoner, hvordan betinget vekst i femte-, femtiende- og nittifemte persentil avhenger av kredittforhold, boligprisutvikling og finansforetakenes finansieringsstruktur ett, fire, åtte og tolv kvartaler frem i tid. Datagrunnlaget benyttet i analysen er presentert i tabellen under med tilhørende deskriptiv statistikk.

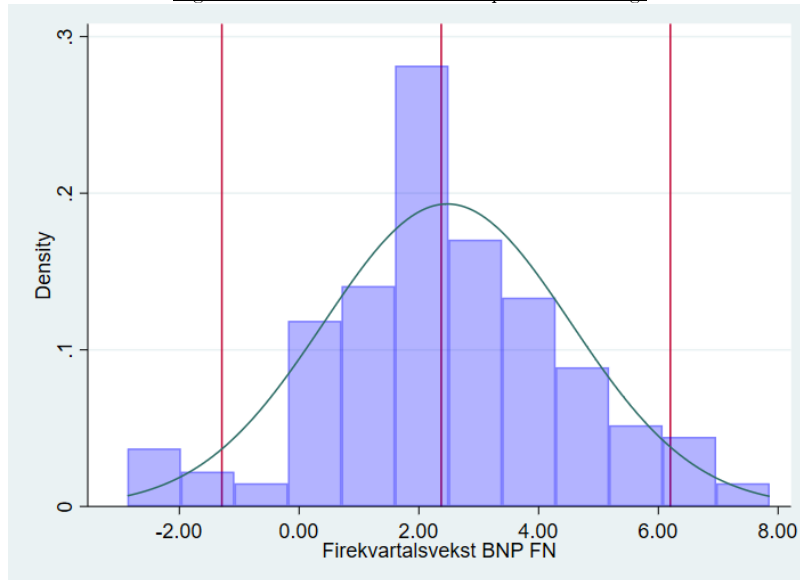
Tabell 1 – Datagrunnlag og deskriptiv statistikk (1982Q1-2019Q3):

Variabler	N	Gj.snitt	SA	Min	Max	p5	p50	p95
bnp	151	2.475	2.066	-2.868	7.860	-1.290	2.374	6.200
ikbnp	147	150.4	30.31	108.8	202.8	110.8	143.0	199.9
ibpdi	147	130.4	32.67	70.78	190.1	79.94	129.1	181.8
inp	135	118.6	36.27	74.02	206.3	76.83	104.1	180.2
ima	146	39.30	10.40	19.46	53.64	21	39.80	52.68
kbnp	147	4.506	6.507	-11.84	16.93	-9.600	5.950	12.30
bpdi	147	2.850	8.523	-22.07	15.41	-16.03	4.230	13.52
np	135	4.133	13.36	-18.68	34.10	-17.22	3.390	25.08
ma	146	1.264	3.593	-7.630	11.03	-5.640	1.675	7.740

Merknad: Tabellen viser antall observasjoner, gjennomsnittlig verdi, standardavvik, minste og største verdi til firekvartalsveksten i Fastlands-Norges BNP (*bnp*), samlet kreditt relativt til samlet kreditt i Fastlands-Norge relativt til Fastlands-Norges BNP (*ikbnp*), boligpriser i forhold til husholdningenes disponible inntekt (*ibpdi*), salgspriser på næringseiendom (*inp*) og andelen markedsfinansiering i norske kredittinstitusjoner (*ima*). De fire nederste radene viser tilsvarende statistikk for indikatorenes avvik fra egen trend (gap). I tillegg er variablenes grenseverdi ved femte, femtiende og nittifemte persentil vist.

Firekvartalsveksten i Fastlands-Norges bruttonasjonalprodukt varierte i gjennomsnitt med 2,01 prosentpoeng rundt gjennomsnittlig vekst på 2,48 prosent løpet av perioden 1982Q1 til 2019Q3. Til høyre i tabellen ser man at 90 prosent av observasjonene ligger innenfor intervallet -1,29 og 6,20 prosent, mens resterende ligger fordelt i øvre og nedre hale utenfor intervallet. Den empiriske nedsiderisikoen er altså -1,29 prosent, som betyr at 5 prosent av observasjonene i løpet av perioden 1982Q1-2019Q3 befinner seg under denne grenseverdien. For et tilfeldig valgt kvartal vil man med fem prosent sannsynlighet kunne forvente vekst lavere enn dette nivået.

Figur 11: Firekvartalsvekstens empiriske fordeling:



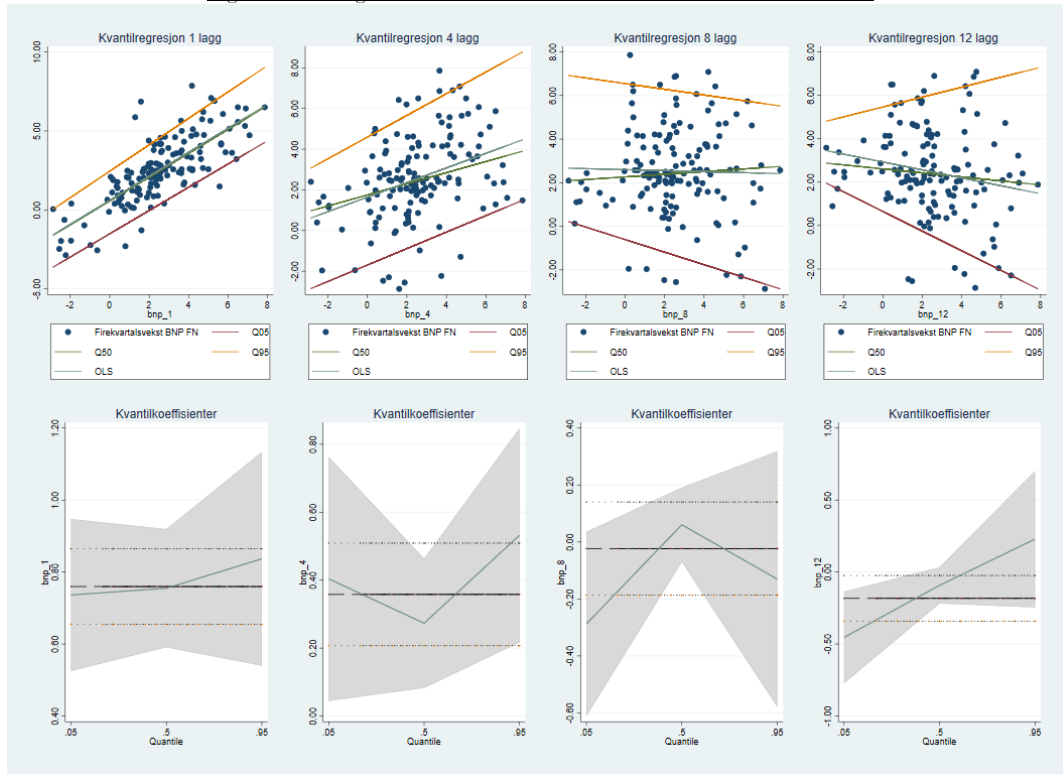
Merknad: Figuren viser den empiriske fordelingen til firekvartalsveksten i Fastlands-Norges BNP basert på data fra første kvartal 1982 til tredje kvartal 2019. De tre røde linjene -1,29, 2,37 og 6,20 avgrensner hvor henholdsvis fem, femti og nittifem prosent av observasjonene befinner seg. Den grønne tetthetsfunksjonen er antatt å være normalfordelt.

Det sentrale spørsmålet i dette kapittelet er om veksten i nedre hale er påvirkelig for endringer i gap-indikatorene, og i så fall hvor mye mer sammenlignet med medianveksten og veksten i øvre hale. Jeg ønsker altså å undersøke om grenseverdien for nedsiderisiko påvirkes av høye verdier av Norges Banks gap-indikatorer. Om dette er tilfellet, vil dette vise seg som en forlenget venstrehale i figur 11 når fordelingen betinges på gap-indikatorene. I praksis betyr dette økt sannsynlighet for lavere vekst, fordi en større del av den betingede sannsynlighetsmassen vil finne seg til venstre i diagrammet. Fra tabellen over er det ellers verdt å nevne at nivåindikatorene (med unntak av finansforetakenes markedsfinansieringsandel) i dag ligger på historisk høye nivåer, mens gapindikatorene befinner seg på historisk høye nivåer før eller rundt perioder hvor resesjoner har oppstått (se figur 9 og 10). Derfor bruker jeg gap-indikatorene fremfor nivåindikatorene til å undersøke nedsiderisiko i norsk økonomi.

De øvre figurene i panelet under viser spredningsplott av nåværende BNP-vekst mot BNP-veksten for ett, fire, åtte og tolv kvartaler siden. For hvert spredningsplott har jeg kjørt univariate kvantilregresjoner i femte-, femtiende- og nittifemte persentil, samt en MKM-regresjon til sammenligning. De nedre figurene viser estimerte

helningskoeffisienter mellom nåværende og tidligere BNP-vekst for ulike persentil, samt tilhørende konfidensintervall på 95 prosent (grått område).²⁵ MKM-koeffisienten er i nedre paneler vist med heltrukket sort linje sammen med stiplede konfidensintervaller.

Figur 12 – Tidligere firekvartalsvekst mot nåværende firekvartalsvekst:



Merknad: De øvre panelene viser spredningsplot og predikerte linjer fra kvantilregresjoner i femte-, femtiende og nittifemte persentil, samt predikert MKM-linje (grå). Vertikal akse viser BNP-vekst for Fastlands-Norge målt i prosent, mens horisontal akse viser BNP-vekst for Fastlands-Norge for henholdsvis ett, fire, åtte og tolv kvartaler siden målt i prosent. De nedre panelene viser estimerte kvantilkoeffisienter (grønn) og MKM-koeffisienten (sort) med tilhørende konfidensintervaller.

Med en horisont på ett kvartal kan man fra median- og MKM-regresjonen se at høy vekst i inneværende kvartal ofte vil sammenfalle med høy vekst i påfølgende kvartal, og motsatt. Alle koeffisientene er positiv og forskjellig fra null med et signifikansnivå på fem prosent, men de avviker ikke særlig fra hverandre gjennom fordelingen. Konfidensintervallet til mediankoeffisienten er smalere enn halekoeffisientenes, fordi mesteparten av observasjonene ligger rundt medianveksten. Når horisonten gradvis utvides, utvikler sammenhengen mellom nåværende og påfølgende medianvekst seg fra å være positiv til å bli mer uavhengig. Estimert mediankoeffisient for åtte og tolv kvartaler er nemlig ikke signifikant forskjellig fra null. Kun MKM-koeffisienten hvor

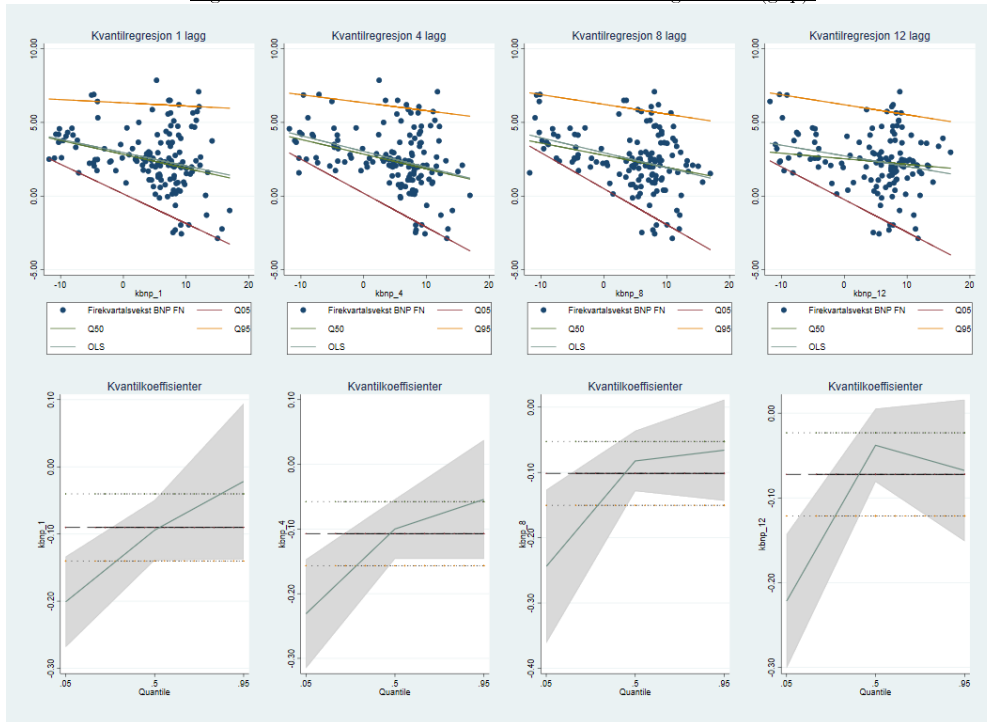
²⁵ Standardfeilene er beregnet ved hjelp av *bootstrap* med 1000 gjennomkjøringer.

horisonten er tolv kvartaler er signifikant. Legg også merke til hvordan vekstusikkerheten om tolv kvartaler avhenger av høy og lav vekst i inneværende kvartal. Helningskoeffisienten i femte persentil tyder på at usikkerheten øker mest på nedsiden, fordi den er størst i absolutt størrelse og signifikant forskjellig fra null. Jeg finner kun signifikante effekter av tidligere vekst i nittifemte persentil når horisonten er ett og fire kvartaler, men her overlapper konfidensintervallene med mediananslagenes konfidensintervall.²⁶ Fra disse funnene påstår jeg at det typisk ikke forekommer store svingninger i veksten til realøkonomien fra kvartal til kvartal eller fra år til år, men heller på to til tre års sikt. Det er som om det eksisterer omstillingsrigiditeter i realøkonomien. I tillegg ønsker jeg ikke utelukke at høy realøkonomisk vekst kan forårsake oppbygninger av nedsiderisiko tre år frem i tid, hvor sannsynligheten for krise øker.

Under vises et tilsvarende panel hvor tidligere BNP-vekst er erstattet med tidligere kreditt-BNP-gap på den horisontale akse. Særlig store kreditt-BNP-gap sammenfaller med lavere vekst i kommende kvartaler, men og også med større vekstusikkerhet. Helningen til predikert linje i femte persentil er brattere enn predikert medianlinje, som illustrerer den økte usikkerheten og at den er økende på nedsiden. Koeffisientene i femte persentil er signifikant forskjellig fra null for alle periodene, mens dette ikke gjelder noen av koeffisientene i øvre persentil. En marginal økning i kreditt/BNP-gapet i inneværende kvartal bidrar derfor heller til økt nedsiderisiko, ikke oppsiderisiko. Det er også verdt å legge merke til at medianens estimat og estimatet i femte persentil er signifikant forskjellig fra hverandre med horisont på tolv kvartaler. Når den fremtidige vekstfordelingen til Fastlands-Norge betinges på kreditt/BNP-gapet eksisterer det asymmetri i den om fortegnet på de estimerte helningskoeffisientene er ulike.

²⁶ Minner om at konfidensintervaller som ikke overlapper impliserer signifikant forskjellige effekter fra hverandre, men overlappende konfidensintervaller betyr ikke nødvendigvis at effektene ikke er signifikant forskjellig fra hverandre.

Figur 13 – Samlet kreditt relativt til Fastlands-Norges BNP (gap):

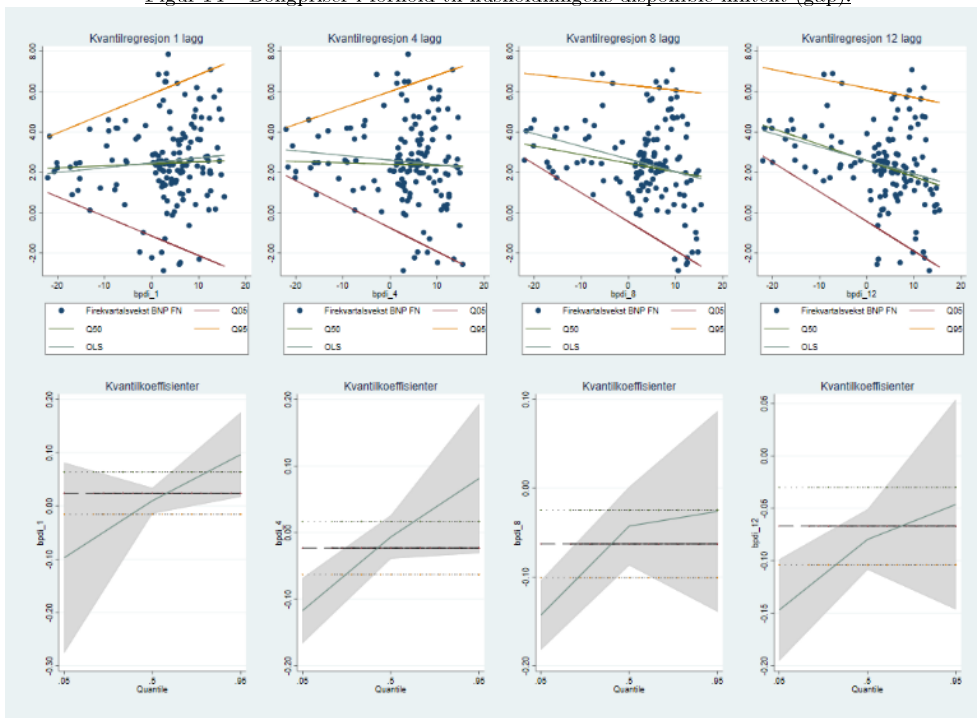


Merknad: De øvre panelene viser spredningsplot og predikerte linjer fra kvantilregresjoner i femte-, femtiende og nittifemte persentil, samt predikert MKM-linje (grå). Vertikal akse viser BNP-vekst for Fastlands-Norge målt i prosent, mens horisontal akse viser kreditt/BNP-gap for henholdsvis ett, fire, åtte og tolv kvartaler siden. De nedre panelene viser estimerte kvantilkoeffisienter (grønn) og MKM-koeffisienten (sort) med tilhørende konfidensintervaller.

På tilsvarende måte tar gap-indikatoren på horisontal akse under positive verdier når boligpriser i forhold til disponible inntekt avviker positivt fra egen trend. Jeg finner at i perioder med særlige høye boligpriser i forhold til husholdningenes inntekt etter skatt, oppstår det mer usikkerhet om fremtidig vekst. Med ett kvartals horisont gir en økning i boligpriser signifikant økt oppsiderisiko, mens på lengre sikt forflytter usikkerheten seg fra oppsiden til nedsiden for høye indikatorverdier. Med fire og åtte kvartalers horisont er koeffisientene i femte persentil negative, og signifikant forskjellige fra mediankoeffisientene. Effekten i femte persentil for tolv kvartaler er også negativ signifikant, men konfidensintervallet overlapper med mediankoeffisienten. Retningseffekten i øvre persentil antydes å være negativ for marginale økninger i gapet når horisonten er lengre enn fire kvartaler, men de er ikke signifikante.

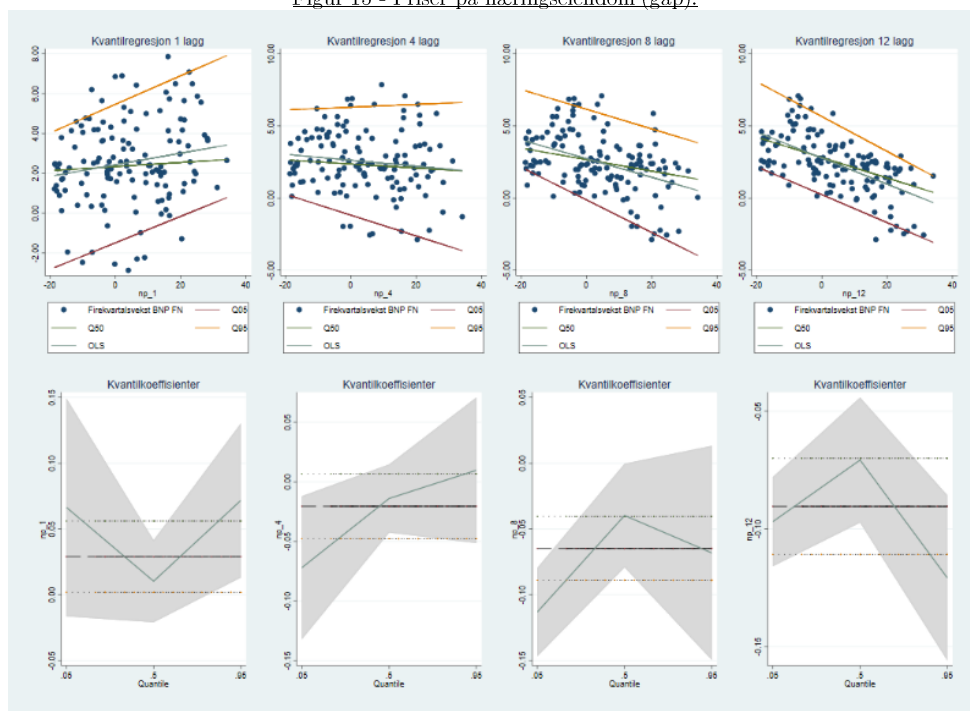
For priser på næringsseiendom finner jeg mer eller mindre samme retningseffekter på koeffisientene som for boligpriser i forhold til disponibel inntekt, men det er i større grad overlapp mellom konfidensintervallene til de estimerte koeffisientene.

Figur 14 – Boligpriser i forhold til husholdningens disponible inntekt (gap):



Merknad: De øvre panelene viser spredningsplot og predikerte linjer fra kvantilregresjoner i femte-, femtiende og nittifemte persentil, samt predikert MKM-linje (grå). Vertikal akse viser BNP-vekst for Fastlands-Norge målt i prosent, mens horisontal akse viser boligpriser i forhold til husholdningenes disponible inntekt for henholdsvis ett, fire, åtte og tolv kvartaler siden. De nedre panelene viser estimerte kvantilkoeffisienter (grønn) og MKM-koeffisienten (sort) med tilhørende konfidensintervaller.

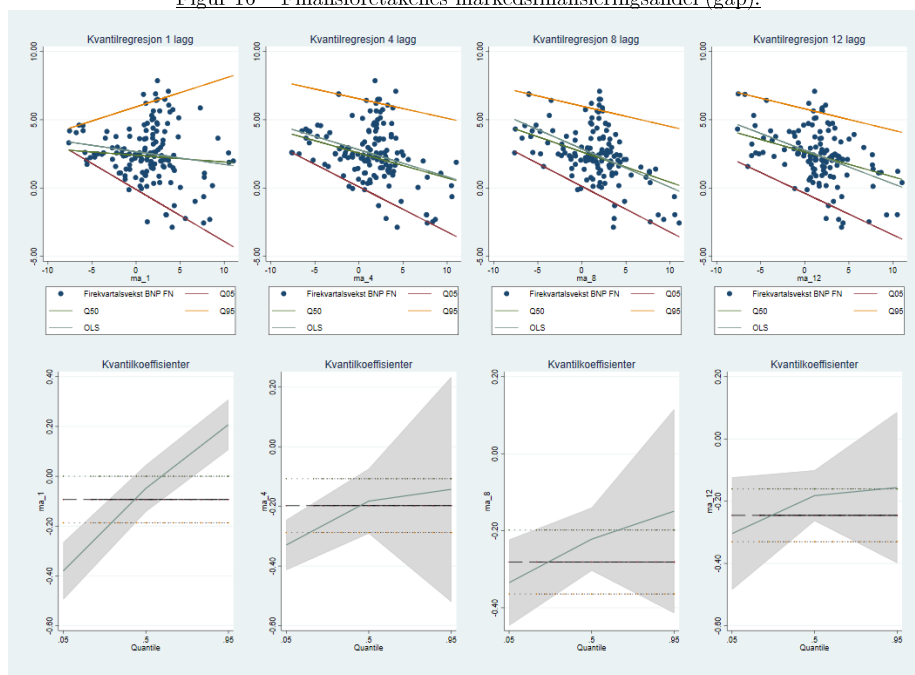
Figur 15 - Priser på næringsseiendom (gap):



Merknad: De øvre panelene viser spredningsplot og predikerte linjer fra kvantilregresjoner i femte-, femtiende og nittifemte persentil, samt predikert MKM-linje (grå). Vertikal akse viser BNP-vekst for Fastlands-Norge målt i prosent, mens horisontal akse viser næringsseiendomspriser (gap) for henholdsvis ett, fire, åtte og tolv kvartaler siden. De nedre panelene viser estimerte kvantilkoeffisienter (grønn) og MKM-koeffisienten (sort) med tilhørende konfidensintervaller.

I perioder hvor finansforetakene har finansiert seg med særlig mye markedsfinansiering i forhold til egenkapital og innskudd, finner jeg at både opp- og nedsiderisikoen er signifikant økende med ett kvartals horisont. Størrelseseffekten er nesten dobbelt så stor på nedsiden sammenlignet med oppsiden, målt i absolutte størrelser. På ett, to og tre års sikt virker en marginal økning i gap-indikatoren i inneværende kvartal negativt på både medianveksten og veksten i femte persentil.

Figur 16 – Finansforetakenes markedsfinansieringsandel (gap):



Merknad: De øvre panelene viser spredningsplot og predikerte linjer fra kvantilregresjoner i femte-, femtende og nittifemte persentil, samt predikert MKM-linje. Vertikal akse viser BNP-vekst for Fastlands-Norge målt i prosent, mens horisontal akse viser kredittforetakenes markedsfinansieringsandel (gap) for henholdsvis ett, fire, åtte og tolv kvartaler siden. De nedre panelene viser estimerte kvantilkoeffisienter (grønn) og MKM-koeffisienten (sort) med tilhørende konfidensintervaller.

I påfølgende analyse undersøker jeg hvordan gap-indikatorerne påvirker spredningen i den betingede fordelingen til fremtidig firekvartalsvekst, men med å samtidig kontrollere for de fire siste vekstobservasjonene fra fastlandsøkonomien. Firekvartalsveksten måler økt økonomisk aktivitet i løpet av et år, og kan på det aktuelle tidspunktet avhenge i stor grad av veksten de fire siste kvartalene. Høy firekvartalsvekst i fjerde kvartal 2019 kan være et resultat av høy firekvartalsvekst i første, andre og tredje kvartal 2019. Dette støttes opp av funnene fra den univariate regresjonen med fire lagger vist i figur 12 overfor. Derfor har jeg spesifisert følgende modell til videre analyse av nedsiderisiko for norsk økonomi:

$$y_{t+h,\tau} = \alpha + \sum_{i=0}^3 \gamma_{i,\tau} y_{t-i} + \beta_{\tau} x_t + \varepsilon_t,$$

$$\text{hvor } h = \{1, 4, 8, 12\}, \quad \tau = \{0,05, \quad 0,5, \quad 0,95\},$$

$$\text{og } x_t = \{kbnp_t, bpdi_t, np_t, ma_t\}$$

Den fremtidige firekvartalsveksten for en bestemt horisont (h) antas å avhenge av tidligere firekvartalsvekst og en finansiell gap-indikator (x_t). Jeg kontrollerer ikke for tidligere lag i indikatorene, fordi indikatorenes HP-trend er beregnet på bakgrunn av nærliggende tidsobservasjoner.²⁷

Kvantilregresjonen undersøker effekten (β_{τ}) av forklaringsvariablene i ulike deler av den forklarte variabelens betingede fordeling, samtidig som variasjonen fra økonomisk vekst tas høyde for. Øvelsen er ikke ment til å identifisere kausaleffekter mellom modellens variabler, men undersøke om effekten av forklaringsvariablene er ulike gjennom fordelingen. Jeg kan ikke garantere for at modellen er riktig spesifisert, fordi eventuell utelatt variabelskjevhet er en mulig svakhet med oppsettet. Likevel mener jeg øvelsen interessant, fordi eventuell utelatt variabelskjevhet vil påvirke mediankoeffisienten og halekoeffisientene proporsjonalt. Dermed skal ikke det relative forholdet mellom estimerte koeffisienter endres betydelig for ulike spesifikasjoner. Imidlertid kan relevante utelatte variabler påvirke estimerte standardfeil. Til beregning av disse har jeg gjentatte ganger trukket tilfeldige observasjoner fra utvalget (med tilbakelegging) for å øke presisjonsgraden i utvalgsfordelingen, såkalt *bootstrapping* med 1000 repetisjoner.

Tabellen under viser estimerte regresjonskoeffisienter for femte-, femtiende, og nittifemte persentil basert på data fra tabell 1 og hvor horisonten er satt til ett kvartal. Jeg kontrollerer for tidligere vekst (fire lagger) og én indikator av gangen. Som før finner jeg at firekvartalsveksten fra forrige kvartal har en signifikant positiv effekt på

²⁷ På denne måten kan det argumenteres for at observasjonspunkter i gap-indikatoren fanger opp noe av tidligere variasjon fra tidligere observasjoner.

nåværende vekst gjennom hele fordelingen, og at effektene ikke avviker særlig fra hverandre. Til forskjell fra før jeg finner nå at veksten fire kvartaler tilbake har en negativ signifikant effekt på både medianveksten og vekst i femte persentil. Effekten i femte persentil er effekten nesten av dobbelt størrelse sammenlignet med medianen. De samme funnene gjelder for modellene som kontrollerer for gap-indikatorene. Kun finansforetakenes finansieringsandel har en negativ signifikant effekt på veksten i femte persentil, men denne er ikke signifikant forskjellig fra estimert mediankoeffisient. I nittifemte persentil finner jeg ingen signifikante effekter.

Tabell 2 – Estimerte koeffisienter med ett kvartals lang horisont:

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	bnp	kbnp	bpdi	np	ma
5. persentil					
bnp_1	0.890*** (0.1900)	0.644*** (0.2071)	0.907*** (0.1844)	0.737*** (0.1975)	0.361* (0.1857)
bnp_2	0.020 (0.2272)	0.136 (0.2361)	0.014 (0.2331)	0.055 (0.2229)	0.094 (0.1762)
bnp_3	0.231 (0.1687)	0.263 (0.1851)	0.235 (0.1914)	0.411* (0.2094)	0.703*** (0.2094)
bnp_4	-0.486*** (0.1147)	-0.468*** (0.1203)	-0.481*** (0.1205)	-0.385*** (0.1190)	-0.506*** (0.1233)
kbnp_1		-0.040 (0.0290)			
bpdi_1			-0.001 (0.0191)		
np_1				-0.019 (0.0192)	
ma_1					-0.159** (0.0630)
50. persentil (median)					
bnp_1	0.665*** (0.1028)	0.669*** (0.1002)	0.646*** (0.1005)	0.666*** (0.1075)	0.714*** (0.1081)
bnp_2	0.253* (0.1379)	0.300** (0.1490)	0.261* (0.1502)	0.304* (0.1562)	0.251* (0.1447)
bnp_3	0.025 (0.1331)	-0.057 (0.1376)	0.025 (0.1476)	-0.013 (0.1423)	-0.055 (0.1306)
bnp_4	-0.235** (0.1116)	-0.196** (0.0988)	-0.241** (0.1162)	-0.214** (0.1039)	-0.140 (0.1033)
kbnp_1		-0.041 (0.0267)			
bpdi_1			0.009 (0.0204)		
np_1				-0.016 (0.0121)	
ma_1					-0.069 (0.0460)
95. persentil					
bnp_1	0.676** (0.3106)	0.613** (0.2790)	0.638** (0.3109)	0.560* (0.3302)	0.646** (0.3244)
bnp_2	-0.007 (0.3331)	-0.098 (0.3361)	0.040 (0.3251)	0.003 (0.3445)	-0.028 (0.3521)
bnp_3	0.057 (0.2923)	0.142 (0.3317)	0.031 (0.2983)	0.117 (0.3170)	0.109 (0.3114)
bnp_4	0.207 (0.2117)	0.283 (0.2144)	0.182 (0.2096)	0.264 (0.2384)	0.255 (0.2000)
kbnp_1		-0.028 (0.0644)			
bpdi_1			0.015 (0.0261)		
np_1				0.009 (0.0237)	
ma_1					0.085 (0.0703)
Observations	147	146	146	135	146

Merknad: Tabellen viser estimerte koeffisienter fra kvantilregresjoner. Tidligere firekvartalsvekst og gap-indikatorene fra tabell 1 kontrolleres for. Standardfeil i parentes er *bootstrap*-beregnet med 1000 gjennomkjøringer, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

Tabell 3, 4 og 5 viser estimerte koeffisienter hvor horisonten er utvidet fra ett til henholdsvis fire, åtte og tolv kvartaler. Legg merke til hvordan grad av signifikans fra tidligere kvartalsvekst faller bort ved forlenget horisont og at gap-indikatorene viser signifikante effekter for både medianvekst og vekst i femte persentil. Et interessant funn er at indikatorenes estimerte koeffisienter i femte persentil er større sammenlignet mediankoeffisientenes, målt i absolutte størrelser.

En økning i kreditt/BNP-gapet med ett prosentpoeng i inneværende kvartal påvirker medianveksten om fire kvartaler signifikant negativt med -0,08 prosentpoeng, mens i femte persentil påvirkes veksten med -0,16 prosentpoeng. Altså, om kreditt/BNP-nivået avviker mer fra egen trend, forårsaker dette økt usikkerhet om fremtidig vekst, og særlig på nedsiden i den betingede fordelingen. Mediankoeffisienten åtte kvartaler frem er estimert til -0,07, mens -0,21 i femte persentil, og for tolv kvartaler frem er effektene henholdsvis estimert til -0,07 og -0,15. Ved å undersøke effektene i forhold til egne standardfeil, finner jeg at de kun er signifikant forskjellig (fem prosents nivå) fra hverandre når horisonten er åtte kvartaler.

For boligpriser i forhold til husholdningenes disponible inntekt og priser på næringseiendom finner jeg tilsvarende retningseffekter som før. Med fire kvartalers horisont er indikatorenes effekt i femte persentil større enn medianeffekten, men de er kun signifikant forskjellig fra hverandre for priser på næringseiendom. Åtte kvartaler frem er effektene i femte persentil signifikant forskjellig fra effektene i medianen for begge indikatorene. Dette er ikke tilfellet med tolv kvartalers horisont.

På samme måte påvirkes medianveksten og veksten i femte persentil negativt fire, åtte og tolv kvartaler frem ved en økning i finansforetakenes markedsfinansiering. Imidlertid er koeffisientene kun signifikant forskjellig fra hverandre når horisonten er åtte kvartaler. For denne horisonten er medianveksten ventet å falle med -0,21 prosentpoeng, mens veksten i femte persentil er ventet å falle med -0,38 prosentpoeng

om to år om markedsfinansieringsandelen i dag avviker med ett prosentpoeng mer ut over egen trend.

Tabell 3 – Estimerte koeffisienter med fire kvartalers lang horisont:

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	bnp	kbnp	bpdi	np	ma
5. persentil					
bnp_4	0.502** (0.2062)	0.309 (0.2536)	0.339* (0.1945)	0.419*** (0.1351)	0.141 (0.1791)
bnp_5	-0.048 (0.2205)	0.058 (0.2532)	0.052 (0.2327)	0.279* (0.1627)	0.129 (0.2271)
bnp_6	0.226 (0.2197)	-0.101 (0.2904)	0.311 (0.2117)	0.068 (0.1698)	0.274 (0.2355)
bnp_7	-0.557*** (0.1959)	-0.166 (0.2506)	-0.501** (0.2045)	-0.068 (0.1514)	-0.480** (0.2339)
kbnp_4		-0.158*** (0.0543)			
bpdi_4			-0.097*** (0.0286)		
np_4				-0.115*** (0.0217)	
ma_4					-0.256*** (0.0477)
50. persentil (median)					
bnp_4	0.193 (0.1758)	0.065 (0.1648)	0.205 (0.1742)	0.157 (0.1679)	0.151 (0.1375)
bnp_5	0.086 (0.2144)	0.100 (0.1825)	0.102 (0.1968)	0.166 (0.1965)	-0.064 (0.1723)
bnp_6	-0.038 (0.2232)	0.042 (0.1947)	-0.033 (0.1993)	0.171 (0.1946)	0.162 (0.1698)
bnp_7	0.050 (0.1408)	-0.060 (0.1377)	0.052 (0.1214)	0.002 (0.1308)	-0.018 (0.1161)
kbnp_4		-0.077** (0.0373)			
bpdi_4			-0.037* (0.0202)		
np_4				-0.045** (0.0178)	
ma_4					-0.199*** (0.0521)
95. persentil					
bnp_4	0.291 (0.3426)	0.229 (0.3018)	0.239 (0.3450)	0.279 (0.3221)	0.215 (0.3392)
bnp_5	0.376 (0.3095)	0.385 (0.2933)	0.568* (0.2993)	0.535* (0.3205)	0.534* (0.3032)
bnp_6	-0.142 (0.2940)	-0.192 (0.3174)	-0.075 (0.2797)	0.078 (0.3367)	-0.109 (0.3098)
bnp_7	0.035 (0.3520)	-0.065 (0.3219)	-0.213 (0.3316)	-0.358 (0.3152)	0.006 (0.3460)
kbnp_4		-0.048 (0.0518)			
bpdi_4			0.040 (0.0384)		
np_4				-0.045 (0.0360)	
ma_4					0.088 (0.1342)
Observations	144	143	143	135	143

Merknad: Tabellen viser estimerte koeffisienter fra kvantilregresjoner. Tidligere firekvartalsvekst og gap-indikatorene fra tabell 1 kontrolleres for. Standardfeil i parentes er *bootstrap*-beregnet med 1000 gjennomkjøringer, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabell 4 – Estimerte koeffisienter med åtte kvartalers lang horisont:

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	bnp	kbnp	bpdi	np	ma
5. persentil					
bnp_8	-0.044 (0.2658)	0.003 (0.2204)	-0.211 (0.2276)	-0.230 (0.2237)	-0.677** (0.2862)
bnp_9	0.098 (0.3701)	0.180 (0.2621)	0.372 (0.2286)	0.507 (0.3072)	0.486 (0.4127)
bnp_10	-0.171 (0.4059)	-0.304 (0.3379)	-0.281 (0.2517)	0.001 (0.2480)	0.081 (0.3115)
bnp_11	-0.333 (0.2567)	-0.349 (0.2429)	-0.012 (0.1921)	-0.043 (0.1640)	-0.188 (0.2540)
kbnp_8		-0.209*** (0.0439)			
bpdi_8			-0.143*** (0.0226)		
np_8				-0.132*** (0.0237)	
ma_8					-0.380*** (0.0582)
50. persentil (median)					
bnp_8	0.013 (0.1012)	-0.099 (0.1602)	-0.006 (0.1187)	-0.053 (0.1582)	-0.104 (0.1217)
bnp_9	0.305** (0.1482)	0.268 (0.1804)	0.278* (0.1530)	0.376** (0.1782)	0.157 (0.1426)
bnp_10	-0.124 (0.1477)	0.007 (0.1825)	-0.092 (0.1536)	-0.062 (0.1841)	0.075 (0.1476)
bnp_11	-0.165 (0.1133)	-0.290** (0.1443)	-0.167 (0.1119)	-0.190 (0.1549)	-0.154 (0.1197)
kbnp_8		-0.072** (0.0313)			
bpdi_8			-0.052** (0.0208)		
np_8				-0.046** (0.0192)	
ma_8					-0.211*** (0.0453)
95. persentil					
bnp_8	-0.109 (0.3589)	0.102 (0.2872)	0.142 (0.3284)	0.435 (0.2901)	0.059 (0.2437)
bnp_9	0.148 (0.3235)	0.222 (0.2696)	0.558* (0.2961)	0.616** (0.2704)	0.413* (0.2354)
bnp_10	-0.404 (0.3964)	-0.387 (0.3474)	-0.439 (0.3522)	-0.531 (0.3411)	-0.438 (0.3318)
bnp_11	0.241 (0.3872)	0.185 (0.3299)	-0.082 (0.3339)	-0.125 (0.2882)	0.007 (0.3091)
kbnp_8		-0.071 (0.0434)			
bpdi_8			-0.012 (0.0452)		
np_8				-0.068** (0.0305)	
ma_8					-0.288** (0.1260)
Observations	140	139	139	135	139

Merknad: Tabellen viser estimerte koeffisienter fra kvantilregresjoner. Tidligere firekvartalsvekst og gap-indikatorene fra tabell 1 kontrolleres for. Standardfeil i parentes er *bootstrap*-beregnet med 1000 gjennomkjøringer, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

Tabell 5 – Estimerte koeffisienter med tolv kvartalers lang horisont:

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	bnp	kbnp	bpdi	np	ma
5. persentil					
bnp_12	0.017 (0.2214)	-0.050 (0.1893)	-0.023 (0.2589)	0.158 (0.2040)	0.218 (0.2104)
bnp_13	-0.215 (0.3043)	-0.131 (0.2493)	-0.215 (0.2850)	-0.069 (0.2017)	-0.367 (0.2531)
bnp_14	0.015 (0.2433)	-0.048 (0.1890)	-0.036 (0.2613)	-0.037 (0.2079)	-0.067 (0.2138)
bnp_15	-0.482** (0.2118)	-0.417** (0.1863)	-0.277 (0.2276)	0.044 (0.1835)	-0.366* (0.1892)
kbnp_12		-0.148*** (0.0342)			
bpdi_12			-0.087** (0.0356)		
np_12				-0.108*** (0.0202)	
ma_12					-0.248*** (0.0675)
50. persentil (median)					
bnp_12	0.195 (0.1255)	0.053 (0.1364)	0.114 (0.1201)	0.121 (0.1440)	0.053 (0.1371)
bnp_13	-0.174 (0.1502)	-0.261 (0.1651)	-0.103 (0.1512)	-0.164 (0.1563)	-0.284* (0.1498)
bnp_14	-0.214 (0.1777)	-0.101 (0.1628)	-0.095 (0.1453)	-0.122 (0.1514)	0.043 (0.1182)
bnp_15	0.037 (0.1064)	0.011 (0.1203)	-0.010 (0.0847)	0.043 (0.1201)	-0.012 (0.0813)
kbnp_12		-0.069** (0.0288)			
bpdi_12			-0.072*** (0.0203)		
np_12				-0.062*** (0.0135)	
ma_12					-0.181*** (0.0413)
95. persentil					
bnp_12	0.490* (0.2487)	0.326* (0.1874)	0.474** (0.2318)	0.259 (0.1788)	0.128 (0.1603)
bnp_13	-0.430* (0.2449)	-0.460* (0.2330)	-0.440 (0.2687)	-0.315 (0.2035)	-0.349** (0.1726)
bnp_14	0.480* (0.2784)	0.221 (0.2578)	0.520* (0.2973)	0.369 (0.2919)	0.307 (0.2492)
bnp_15	-0.378 (0.2729)	-0.563** (0.2286)	-0.424 (0.2909)	-0.153 (0.2159)	-0.500** (0.2480)
kbnp_12		-0.093** (0.0408)			
bpdi_12			-0.008 (0.0363)		
np_12				-0.093*** (0.0181)	
ma_12					-0.290*** (0.0841)
Observations	136	135	135	135	135

Merknad: Tabellen viser estimerte koeffisienter fra kvantilregresjoner. Tidligere firekvartalsvekst og gap-indikatorerne fra tabell 1 kontrolleres for. Standardfeil i parentes er *bootstrap*-beregnet med 1000 gjennomkjøringer, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fordi jeg kun identifiserer signifikante forskjeller mellom indikatorenes koeffisienter i femte og femtiende persentil med modellene som har åtte kvartalers horisont, velger jeg å undersøke disse nærmere. Jeg begynner med å undersøke hvordan modellene egnest seg til å predikere sin egen serie om igjen ved å bruke de estimerte koeffisientene fra tabell 4. Dette betyr at for hvert tidspunkt multipliseres dataobservasjonene fra indikatorene og firekvartalsveksten med tilhørende estimerte koeffisienter, for å anslå betinget vekst gjennom fordelingen. Anslagene gjøres altså to år frem i tid for vekst i femte- og nittifemte persentil, samt medianveksten.

Figur 17 – Realisert- og anslått vekst (*in-sample*):



Merknad: Figuren viser realisert vekst (blå), predikert medianvekst (grønn) og predikert vekst i femte- (rød) og nittifemte (gul) persentil åtte kvartaler frem. Kreditt/BNP (*kbnp*), boligpriser i forhold til disponibel inntekt (*bpd_i*), priser på næringsseiendom (*np*), og finansforetakenes finansieringsandel (*ma*) er brukt som forklarende indikatorer i tillegg til fire lagger i tidligere firekvartalsvekst. var den empiriske nedsiderisikoen for firekvartalsveksten -1,29 prosent over perioden 1983Q1-2019Q3 (rød linje).

Fra første kvartal 2005 til andre kvartal 2008 økte kreditt/BNP-gapet med 5,73 prosentpoeng. Dette betyr at veksten i relativ kredittmengde var større enn det trenden foreslo som normalt under daværende forhold. Modellen som betinger på denne indikatoren viser en tydelig asymmetrisk utvikling i den betingede fordelingen over samme periode. Fra og med tredje kvartal 2006 foreslår modellen større nedsiderisikoen enn den empiriske nedsiderisikoen på -1,29 prosent (femte persentil i den ubetingede vekstfordelingen). Altså, sannsynligheten for at veksten blir lavere enn estimert medianvekst er økende, og relativt mer på nedsiden enn oppsiden. Koeffisientene forteller oss at det er kombinasjonen av høy økonomisk vekst og en uvanlig høy kredittvekst som bidrar til fallet i nedsideanslaget i perioden 2005 til 2008. I samme periode forblir anslått oppsiderisiko på et relativt stabilt nivå sammenlignet med anslått nedsiderisiko. Et interessant funn er at modellen foreslår tilsvarende asymmetri

i den betingede fordelingen i perioden før bankkrisen på tidlig 90-tallet.

I overgangen til fjerde kvartal 1996 gikk gapet til boligpriser i forhold til husholdningenes inntekt fra å være negativt til å bli positivt. Gapet stabiliserte seg deretter på samme nivå som under bankkrisen på 90-tallet helt til finanskrisen i 2008 inntraff. Fra år 2000 og frem til finanskrisen foreslår modellen større nedsiderisiko enn den empiriske nedsiderisikoen på -1,29 prosent beregnet over hele dataperioden. Etter finanskrisen 2008/09 falt boligpriser i forhold til disponibel inntekt (gap) til halvparten av nivået før finanskrisen, og som konsekvens stabiliserer betinget nedsideanslag seg på et høyere nivå enn den empiriske nedsiderisikoen. Anslått oppsiderisiko har preg av mer volatilitet fra kvartal til kvartal, men ligger mer stabilt på rundt seks prosent før, under og etter krisetilstander.

Næringseiendomsprisgapet gir færre positive signaler enn gapet i boligpriser relativt til disponibel inntekt, men bygger seg i enda større grad opp i tider før kriser inntreffer. I 2005 ble gapet positivt for første gang siden 2000 og nådde en topp på 34,1 fjerde kvartal 2007. Som konsekvens ble anslaget på nedsiderisiko i andre kvartal 2007 det laveste siden 1999. I hovedsak har anslaget på nedsiderisiko vært lavere enn den empiriske nedsiderisikoen siden, noe som henger sammen med et voksende prisgap i næringseiendomsmarkedet frem til i dag. Modellen estimerer også, til forskjell fra de to tidligere modellene, at oppsiderisikoen påvirkes signifikant negativt av økte næringseiendomspriser. Imidlertid finner jeg fra tabell 4 at koeffisientestimatet ikke er signifikant forskjellig fra medianens koeffisientestimat.

Fra andre kvartal 1997 til tredje kvartal 2006 lå finansforetakenes markedsfinansieringsandel to prosentpoeng over estimert trend, før den økte til seks prosentpoeng over trenden fjerde kvartal 2008. Finansforetakene økte altså sin andel markedsfinansiering som bidro til at innskudd fra kunder og egenkapital utgjorde en mindre andel av balansen. I denne perioden hvor markedsfinansieringen økte, falt

anslaget på veksten i femte persentil og nedsiderisikoen økte. Etter finanskrisen falt gap-indikatoren til den forble negativ siden 2015. Som konsekvens anslår modellen lavere nedsiderisiko sammenlignet med den empiriske nedsiderisikoen frem mot 2019. I øvre persentil er ikke indikatoreffekten signifikant forskjellig fra medianens koeffisientestimat i tillegg til at oppsideanslaget ligger mer stabilt over kriseperioder.

Kapittel 5.2 – Framoverskuende anslag på nedsiderisiko

Anslagene i forrige kapittel ble gjort på bakgrunn av koeffisienter estimert på hele datagrunnlaget. Dette betyr at alle anslag (med unntak av de siste) baserte seg på historisk og fremtidig informasjon. I engelske termer kalles slike anslag for *in-sample*. I dette kapitlet gjøres det kun anslag for fremtidige tidspunkt som ikke befinner seg i datagrunnlaget for estimering av koeffisientene, såkalte *out-of-sample*-anslag. Hensikten er å undersøke hvordan modellen hadde egnet seg til å anslå vekst to år frem i tid i sanntid for så å sammenligne med realisert vekst. Dette er ment til å støtte opp under eventuell robusthet i funnene fra kapittel 5.1.

Utgangspunktet for øvelsen er informasjonsgrunnlaget fra første kvartal 1983 til første kvartal 1990. Deretter gjøres det anslag på tilsvarende måte som før for første kvartal 1992 (åtte kvartaler frem). Videre utvides informasjonsgrunnlaget med ett kvartal og øvelsen gjentas helt til informasjonsgrunnlaget er fullstendig. For modellen som betinger på kreditt/BNP-gapet og boligpriser i forhold til disponibel inntekt betyr dette 119 modellberegninger frem til tredje kvartal 2021. For modellene som betinger på næringseiendomspriser og markedsfinansiering betyr det henholdsvis 100 og 118 modellberegninger mot fjerde kvartal 2018 og andre kvartal 2021.

I figur 18 er anslagene fra 1990-1990 utelatt, fordi modellene er i tidlig læringsprosess i denne perioden. Anslagene er urimelige, særlig volatile og dermed lite informative.

Figur 18 – Realisert- og anslått vekst (*out-of-sample*):



Merknad: Figuren viser realisert vekst (blå) og predikert medianvekst (grønn) og vekst i femte- (rød) og nittifemte (gul) persentil åtte kvartaler frem. Kreditt/BNP, boligpriser i forhold til disponibel inntekt, priser på næringsseiendom, og finansforetakenes finansieringsandel er brukt som forklarende indikatorer i tillegg til fire lagger i tidligere firekvartalsvekst.

Kreditt-BNP-modellen begynner å varsle økt nedsiderisiko og asymmetri i den betingede vekstfordelingen til Fastlands-Norge fra og med 2006, mens mediananslaget ikke faller tilsvarende mye. Igjen er det verdt å legge merke til hvordan anslått vekst i øvre del av fordelingen er mindre tilbøyelig for endringer i kreditt-BNP-gapet og tidligere økonomisk vekst. Etter finanskrisen 2008/2009 ligger anslagene på nedsiderisiko lengre opp i figuren og stabiliserer seg mer symmetrisk sammen med oppsideanslagene. Fra og med 2020 ligger anslaget på nedsiderisiko noe under null prosent.

Ved å betinge på boligpriser i forhold til disponibel inntekt begynner det fra og med 2005 å oppstå en økende differanse mellom median- og nedsideanslaget frem til krisen inntreffer. Dette henger sammen med at gap-indikatoren var på tilsvarende nivå før bankkrisen på 90-tallet i tillegg til høy økonomisk vekst. Siden 2007 og frem til i dag

har modellen med næringseiendomspriser (gap) anslått økende nedsiderisiko. Nivåindikatoren økte fra 150 i 2007 til 200 i 2016, og ligger per tredje kvartal 2019 på om lag 280.²⁸ Alt annet likt bør dette bety at anslått nedsiderisiko for 2020 og 2021 er større enn ved fjerde kvartal 2018 (siste observasjon) i figuren over. I pengepolitisk rapport 4/19 er priser på næringseiendom beskrevet som en av de indikatorene som utgjør mest systemrisiko i norsk økonomi.

Modellen som betinger på markedsfinansieringsandelen (gap), treffer i liten grad på nedsideanslaget i rundt finanskrisen og signaliserte ikke noe særlig oppbygning av finansielle ubalanser. Siden finanskrisen har differansen mellom mediananslaget og anslaget i femte persentil blitt redusert, noe som har sammenheng med stabiliseringen av andelen markedsfinansiering på rundt 50 prosent. Denne modellen er også den som avviker i størst grad fra anslagene gjort i forrige kapittel. I modellene som betinger på de andre indikatorene er det i større grad samsvar mellom *in-* og *out-of-sample-*anslagene.

²⁸ Se Pengepolitisk Rapport 4/19 (Norges Bank 2019d).

Kapittel 6 – Implikasjoner

Hovedfunnet i oppgaven er at endrede forhold i kreditt- og boligmarkedet, samt finansieringsstrukturen i norske banker og kredittforetak, bidrar til å signifikant øke nedsiderisikoen for Fastlands-Norge to år frem i tid. Dette ved at nedre del av estimert betinget fordeling skifter relativt mer enn estimert mediananslag for større gap-indikatorer. Sammenlignet med konvensjonell makroøkonomisk analyse som fokuserer særlig på realøkonomiske forhold²⁹, antyder funnene at kvantilregresjoner som tar i bruk forhold som kreditt, boligpriser og finansieringsstruktur er relevant til å anslå fremtidig utvikling i BNP-veksten. Om slike indikatorer egner seg til å fange opp oppbygninger av ubalanser, bør politiske beslutningstakere inkludere dem i sine makroøkonomiske analyser. På denne måten kan riktige tiltak iverksettes til riktig tid for å unngå at finansielle akseleratoreffekter begynner virke i uønsket retning.

Ved å studere anslagene fra modellene med ulike forklaringsvariabler, kan utfallene fra dem brukes til å danne et helhetlig risikobilde for norsk økonomi. Fordi alle fire indikatorene viser tegn til oppbygning i perioder før kriser, betyr dette at korrelasjonen mellom dem er positiv som gir opphav til noe lik utvikling i anslagene. Norges Bank (2020b) anvender Azzalini og Capitanio (2003) sitt fordelingsteoretiske rammeverk slik Adrian, Boyarchenko og Giannone (2019) også gjør, hvor en t-fordeling tilpasses de fremtidige fordelingsanslagene. Dette gjør det mulig å tydelig illustrere den estimerte betingede fordelingen sin forventning, variasjon, haleskjevhet og kurtose (bratthet) i større grad. Sammenligningsgrunnlaget for denne type analyse kan være den empiriske nedsiderisikoen eller den ubetingede fordelingen til Fastlands-Norges vekst hvor kun tidligere vekst kontrolleres for.

²⁹ Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske modeller MODAG (årlige data) og KVARTS (kvartalsdata) bruker variasjonen i samlet konsum, bedriftsadfærd, lønnsdannelse, offentlig forbruk og handelsbalansen til å framskrive og virkningsberegne aktivitet i norsk økonomi (Statistisk Sentralbyrå 2020c).

Ulempen med modellene i denne oppgaven er at eventuelle interaksjonseffekter mellom indikatorene ikke fanges opp. I oppgavens teoretiske rammeverk pekes det på samspillet mellom verdien på realaktiva og den eksterne finansieringspremien, som i stor grad påvirker låntakers kredittverdighet og dermed aggregert mengde kreditt og aktivitet i økonomien. Dermed kan det i påfølgende studier av nedsiderisiko for norsk økonomi være hensiktsmessig å kontrollere for flere indikatorer samtidig, alternativt utvikle en felles samleindikator som kontrollerer for flere ulike finansielle forhold, slik Adrian, Boyarchenko og Giannone (2019) gjør med NFCI-indikatoren for amerikanske forhold.³⁰ Imidlertid er ulempen med en samleindikator at det blir vanskeligere å skille ut og forstå hvilke faktorer som er drivere til oppbygning av finansielle ubalanser. Videre ønsker jeg å peke på tre relevante reguleringstiltak i norsk økonomi som direkte kan ses i sammenheng med funnene i denne oppgaven.

Ikrafttredelsen av «Lov om gjeldsinformasjon ved kredittvurdering av privatpersoner» fant sted i november 2017. Lovens formål er å *«legge til rette for sikker, ordnet og effektiv registrering og utlevering av gjeldsopplysninger for å bidra til bedre kredittvurderinger og forebygge gjeldsproblemer blant enkeltpersoner»* (Gjeldsinformasjonsloven, 2017, §1). Loven treffer problematikken om asymmetrisk informasjon mellom låntaker og långiver direkte, og bidrar til formidling av reell kredittverdighet mellom partene. I tillegg er loven et eksempel på makroøkonomisk politikk i form av makrotilsyn som bidrar til økt finansiell stabilitet. Den samfunnsmessige nytten av slik informasjonsutveksling må ses i sammenheng med eventuelle personvernkostnader for individet.

«Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig» gjelder for finansforetak som yter lån med pant i bolig og som driver virksomhet i Norge i medhold av finansforetaksloven §5.2, §5.3 og §5.6. Ved kredittvurdering stilles det her krav til potensielle låntakeres

³⁰ CISS-indikatoren for Norge kunne vært interessant å studere nærmere ettersom den måler stress i penge-, aksje, råvare og valuta-, obligasjon- og bankmarkedet. Ulempen er at det kun finnes offentlige data fra og med 2003 (Norges Bank, 2019a).

betjeningsevne (evne til å tåle fem prosentpoengs renteøkning fra aktuelt rentenivå), *gjeldsgrad* (lån over fem ganger årsinntekt innvilges ikke), *belåningsgrad* (15 prosent av boligens verdi må dekkes med egenkapital) og *avdragsbetaling* (særkrav for lån som overstiger 60 prosent av boligens verdi) (Boliglånsforskriften, 2017). Utlånspraksisen har vært regulert gjennom forskriften siden 2015, og er forlenget fra og med 1. januar 2020 til 31. desember 2020 (Regjeringen, 2020).

I dag er alle norske banker regulert gjennom baselkomiteen for banktilsyn hvor det gjennom tre pilarer stilles kapitaldekningskrav. Pilar 1, 2 og 3 ble innført i Norge 2007 som konsekvens av at reguleringene fra komiteens første møte i 1988 viste seg å ikke være tilstrekkelig risikosensitivt. Pilar 1 stiller omhandler minimumskrav for alle banker, Pilar 2 er tilleggskrav som iverksettes av reguleringsmyndigheter etter nærmere vurdering og Pilar 3 omhandler krav til rapportering og informasjon med formål å styrke markedsdisiplinen. Basel III er allerede innført, men i den reviderte versjonen av regelverket foreslår komiteen å innføre nye regler fra og med 2022 til 2027 (Norges Bank, 2019c, s. 86).

Alle tre reguleringene kan bidra til å forhindre rask oppbygning av indikatorene som er lagt til grunn i Norges Banks kriterier for råd om en god motsyklisk kapitalbuffer. I desember 2019 oppdaterte Norges Bank beslutningsgrunnlag for råd om bufferen hvor det fremover skal tas fire helhetlige vurderinger av tilstanden i det norske finansielle systemet i stedet for å i hovedsak bruke de fire nøkkelindikatorene. De fire vurderingene *finansielle ubalanser, tilgang på kreditt, effekten av en endring i bufferkravet på bankene og økonomien* og *bankenes evne til å tåle tap* skal basere seg på et bredere indikatorsett. I rammeverket påpekes det at hvilke av dem som viktigst til enhver tid kan variere, og anbefalingene fra Det europeiske systemrisikorådet er å jevnlig oppdatere med bruk av flere indikatorer (Norges Bank, 2019e). Relevante utelatte indikatorer kan forårsake at modellene ikke egner seg til å fange opp ubalanser som videre kan sjokkere økonomien.

Kapittel 7 – Avsluttende kommentarer

Med denne oppgaven har jeg undersøkt hvordan indikatorene i Norges Banks kriterier for en god motsyklisk kapitalbuffer egner seg til å identifisere og tallfeste eventuell nedsiderisiko for norsk økonomi. Hensikten har vært å danne et risikobilde over fremtidig utvikling i Fastlands-Norges BNP-vekst ved bruk av kvantilregresjoner. Jeg finner at marginale endringer i indikatorene hver for seg bidrar til signifikant økt nedsiderisiko to år frem i tid. Fremtidig mediananslag for vekst faller ved forverrede finansielle forhold samtidig som betinget volatilitet øker, men mest på nedsiden av mediananslaget. I de fleste perioder er oppsiderisikoen lav og stabil for marginale endringer i gap-indikatorene. Jeg har også kontrollert for realøkonomisk vekst de fire siste kvartalene, fordi jeg på kort sikt finner tegn til reelle omstillingsrigiditeter.

Bankkrisen på 90-tallet og den globale finanskrisen i 2008/09 er sentrale hendelser for å oppdage økt nedsiderisiko. Ved å anvende kvantilregresjoner på norske kvartalsdata fra 1983 til 2019 finner jeg at én prosentpoengs økning i kreditt/BNP-gapet fører til at vekstanslag i femte persentil faller 0,14 prosentpoeng mer enn mediananslaget to år frem i tid. For både boligpriser i forhold til husholdningens disponible inntekt (gap) og priser på næringseiendom (gap), er effektdifferansen i den betingede fordelingen 0,09 prosentpoeng. Ved én prosentpoengs økning i markedsfinansieringsandelsgapet til norske bank- og kredittforetak finner jeg en effektdifferanse på 0,17 prosentpoeng. Effektdifferansene til alle fire indikatorene er signifikante med fem prosent sannsynlighet med en horisont på åtte kvartaler.

Funnene kan relateres til den finansielle akseleratoren i det teoretiske rammeverket som beskriver kredittfriksjoner på etterspørselssiden forårsaket av asymmetrisk informasjon mellom låntaker og långiver. Økte boligpriser bidrar til økt låneevne, fordi nettoverdien og kredittverdigheten til låntakere øker. Dette kan igjen presse opp boligprisene og aktiviteten i økonomien. Om utlånsveksten er større en spareveksten

(innskuddsvekst), må banker og kredittforetak finansiere seg eksternt som bidrar til mer sammenkobling mellom finansforetakene. Sjokk som initierer verdifall på pantbare realaktiva (bolig) kan få forsterkningseffektene fra det finansielle systemet til å virke i motsatt retning, slik at det finansielle systemet svikter i å utføre sine hovedoppgaver.

Jeg kan ikke garantere at modellspesifikasjonene er riktige, men funnene stemmer overens med Norges Banks egne analyse av nedsiderisiko i sitt internnotat publisert mai 2020 (Norges Bank, 2020b). Om finansielle forhold og boligpriser viser seg å være nyttige til å danne et fremtidig bilde av BNP-vekstens utvikling, vil det være hensiktsmessig å inkludere dem i modellene til politiske beslutningstagere, slik at asymmetrien i den betingende fremtidige vekstfordelingen tas høyde for. Et viktig poeng i denne type analyse er at faktorer som skaper nedsiderisiko i prinsippet kan være fullstendig ukjent og dermed utelatt fra risikomodeller. På denne måten kan ukjente faktorer overraske og sjokkere økonomien på kort varsel.

Koronakrisen viser seg som et godt eksempel på at modeller som utelater relevant risiko kan overraske brukerne av dem og aktørene som stoler på dem. Det gjenstår å se om koronakrisen trigger finansielle akseleratoreffekter, men uansett bør fremtidige *GDP-at-Risk*-modeller ta høyde for flere forhold enn de presentert i oppgaven. Pandemisituasjonen har også forårsaket rekordhøy ekspansiv finans- og pengepolitikk, og i perioder hvor makropolitisk virkemidler ikke har mer å gå på, kan forebyggende tiltak som gjeldsinformasjonsloven, boliglånsforskriften og internasjonalt bankregulativ være med å forhindre kommende kriser og oppbygninger av finansielle ubalanser. Videre er nedsiderisikoen for norsk økonomi anslått i lys av Norges Banks indikatorer for motsyklisk kapitalbuffer, og om sammenhengene stemmer etter nærmere undersøkelser, kan en av lærdommene fremover være at indikatorene ikke bør tillates raske oppbygninger. Ved bruk av andre indikatorer med lignende økonometrisk rammeverk kan det trolig kastes et klarere lys på reell nedsiderisiko i norsk økonomi.

Litteraturoversikt:

- ❖ Adrian T., Boyarchenko N., Giannone D. (2019) Vulnerable Growth, *American Economic Review*, 2019 109(4), s. 1263-1289.
- ❖ Aikman D., Bridges J., Hoke S.H., O'Neill C. og Raja A (2019). Credit, capital and crises: a GDP-at-Risk approach. Staff Working Paper No. 824, Bank of England.
- ❖ Angrist J.D. og Pischke J.S. (2009) *Mostly Harmless Econometrics*. USA: Princeton University Press.
- ❖ Anundsen A.K, Gerdrup K., Hansen F., Kragh-Sørensen K. (2016) Bubbles and Crises: The Role of House Prices and Credit, *Journal of Applied Econometrics*, 2016 31, s. 1291-1311.
- ❖ Azzalini A. og Capitanio A. (2003) Distributions Generated by Perturbation of Symmetry with Emphasis on a Multivariate Skew t-Distribution. *Journal of the Royal Statistical Society*, 2003 65(2)
- ❖ Bernanke B, Gertler M. 1989. Agency Costs, Net worth, and Business Fluctuations, *American Economic Review*, 1989 79(1), s. 14-31.
- ❖ Bernanke B, Gertler M, Gilchrist S. 1999. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework *Handbook of Macroeconomics* 1, s. 1341–1393
- ❖ Drehman, M., C. Borio, og K. Tsatsaronis (2011). Anchoring countercyclical capital buffers: the role of credit aggregates. Working Paper 2011(355), Bank for International Settlements.
- ❖ Duprey T. og Ueberfeldt A. (2018). How to Manage Macroeconomic and Financial Stability Risks: A New Framework. Staff Analytical Note 2018(11), Bank of Canada.
- ❖ Gerdrup K. (2019) *Expecting the unexpected – can we predict risks to Norwegian GDP-growth?* Tilgjengelig fra: <https://bankplassen.norges->

bank.no/2019/06/05/expecting-the-unexpected-can-we-predict-risks-to-norwegian-gdp-growth/ (Hentet: 1. november 2019).

- ❖ Gjeldsinformasjonsloven. *Lov om gjeldsinformasjon ved kredittvurdering av privatpersoner*. Tilgjengelig fra: <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2017-06-16-47> (Hentet 1. juni 2020).
- ❖ Hodrick R.J. og Prescott E.C. (1981) Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1) (Feb. 1997), s. 1-16.
- ❖ IMF (2017) *Global Financial Stability Report 2017: Is Growth at Risk?*
Tilgjengelig fra:
<https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2017/09/27/global-financial-stability-report-october-2017> (Hentet 23. april 2020).
- ❖ IMF (2020) *Global Financial Stability Report* Tilgjengelig fra:
<https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/> (Hentet 23. april 2020).
- ❖ Kiyotaki N., Moore J. (1997) Credit Cycles, *Journal of Political Economy*, 105(2), s. 211-248.
- ❖ Koenker R. og Bassett G. (1978) Regression Quantiles, *Econometrica*, 46(1), s. 33-50.
- ❖ Modigliani F., Miller M.H. (1958) The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, *American Economic Review*, 48(3), s. 261-297.
- ❖ Norges Bank (2013a) *Kriterier for en god motsyklisk kapitalbuffer*. Memo Nr. 1 2013 Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Publikasjoner/Norges-Bank-Memo-/2013/12013-Kriterier-for-en-god-motsyklisk-kapitalbuffer/> (Hentet 22. januar 2020).
- ❖ Norges Bank (2013b) *Key indicators for a countercyclical capital buffer in Norway – Trends and uncertainty*. Staff Memo Nr. 13 2013. Tilgjengelig fra: <https://static.norges->

[bank.no/contentassets/fd0355589f3c489894ec3bc392ee167c/staff_memo_2013_13.pdf](https://www.norges-bank.no/contentassets/fd0355589f3c489894ec3bc392ee167c/staff_memo_2013_13.pdf) (Hentet: 27. oktober 2019).

- ❖ Norges Bank (2019a) *Norges Banks rammeverk for får om motsyklisk kapitalbuffer: tallserier*. Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/tema/finansiell-stabilitet/makrotilsyn/Motsyklisk-kapitalbuffer/norges-banks-rammeverk-for-rad-om-motsyklisk-kapitalbuffer/> (Hentet: 26. oktober 2019).
- ❖ Norges Bank (2019b) *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet 3/19*. Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Publikasjoner/Pengepolitisk-rapport-med-vurdering-av-finansiell-stabilitet/2019/ppr-319/> (Hentet: 28. oktober 2019).
- ❖ Norges Bank (2019c) *Det Norske Finansielle Systemet – En oversikt*. 2019 Sted: Norges Bank.
- ❖ Norges Bank (2019d) *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet 4/19*. Tilgjengelig fra: (Hentet: 29. mai 2020).
- ❖ Norges Bank (2019e) *Rammeverk for råd om motsyklisk kapitalbuffer*. Memo Nr.4 2019. Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Publikasjoner/Norges-Bank-Memo-/2019/memo-42019/> (Hentet: 2. juni 2020).
- ❖ Norges Bank (2020a) *Råd om motsyklisk kapitalbuffer 1. kvartal 2020*. Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Brev-og-uttalelser/2020/2020-03-13/> (Hentet 18. mai 2020).
- ❖ Norges Bank (2020b) *Financial imbalances and medium-term growth-at-risk in Norway*. Staff Memo Nr. 5 2020. Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Signerte-publikasjoner/Staff-Memo/2020/sm-5-2020/> (Hentet 2. juni 2020).

- ❖ Ravn M.O. og Uhlig H. (2002) On adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2) s. 371-376.
- ❖ Regjeringen (2020) *Nærmere om boliglånsforskriften*. Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/dep/fin/pressemeldinger/2019/regjeringen-videreforer-boliglansforskriften/narmere-om-boliglansforskriften/id2679449/> (Hentet: 2. juni 2020).
- ❖ Researchgate (2020) *Figure 3 uploaded by Andreas Mayr*. Tilgjengelig fra: https://www.researchgate.net/figure/Loss-function-of-the-standard-regression-model-left-and-the-check-function-for_fig2_43438122 (Hentet 10. mars 2020).
- ❖ Statistisk Sentralbyrå (2019) – *Nasjonalregnskap: Bruttoprodukt i markedsverdi. Faste 2017 priser, sesongjustert (mill. kr)*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/09171/> (Hentet: 26. oktober 2019).
- ❖ Statistisk Sentralbyrå (2020a) *Begreper i nasjonalregnskapet*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/begreper-i-nasjonalregnskapet> (Hentet: 23. mars 2020).
- ❖ Statistisk Sentralbyrå (2020b) *Generelt om sesongjustering*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/a/metadata/metode/sesongjustering.pdf> (Hentet: 23. mars 2020).
- ❖ Statistisk Sentralbyrå (2020c) *MODAG – en makroøkonomisk modell for norsk økonomi*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/modag-en-makrookonomisk-modell-for-norsk-okonomi> (Hentet: 1. juni 2020).