

# Konkurransen og effektivitet i det norske sparebankmarkedet

En empirisk analyse av konkurranse og effektivitet  
blant norske sparebanker i perioden 1997-2013

Karl Eilertsen Barvik  
Magnus Sveen Nygaard

SNF





**Arbeidsnotat Nr. 17/17**

**Konkurranse og effektivitet i det norske sparebankmarkedet**

En empirisk analyse av konkurranse og effektivitet blant  
norske sparebanker i perioden 1997-2013

**av**

**Karl Eilertsen Barvik  
Magnus Sveen Nygaard**

SNF prosjekt 9037

“Competition and stability in the banking industry”

Prosjektet er finansiert av Finansmarkedsfondet/Norges forskningsråd

SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING AS  
BERGEN, DESEMBER 2017  
ISSN 1503-2140

© Materialet er vernet etter åndsverkloven. Uten uttrykkelig samtykke er eksemplarfremstilling som utskrift og annen kopiering bare tillatt når det er hjemlet i lov (kopiering til privat bruk, sitat o.l.) eller avtale med Kopinor ([www.kopinor.no](http://www.kopinor.no))  
Utnyttelse i strid med lov eller avtale kan medføre erstatnings- og straffeansvar.



## Forord

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

Arbeidet med denne studien har vært svært lærerikt og gitt oss nye og interessante innsikter i økonomifaget. Vi vil gjerne få takke vår veileder ved NHH, professor Øivind Anti Nilsen, som generøst gav oss tilgang et rikt datasett. Vi vil samtidig takke han for gode veiledningssamtaler med konstruktive og kloke innspill i alle deler av masteroppgaven.

Bergen, den 20. desember 2017



Karl Eilertsen Barvik



Magnus Sveen Nygaard

## **Sammendrag**

Forholdet mellom konkurranse og effektivitet har vært et omdiskutert tema de siste tiårene. Betydningen av en effektiv banksektor er av interesse for både økonomer og tilsynsmyndigheter. Denne studien utleder strukturelle og ikke-strukturelle mål på konkurranse for norske sparebanker i perioden 1997-2013 og estimerer deres relative evne til å minimere kostnader.

Konkurranse og effektivitet er nært tilknyttet hverandre i banksektoren. “Quiet life”-hypotesen postulerer at banker med markedsmakt nyter monopolrenter og tolerer kostnadsineffektiviteter under slike forhold. Nyere empiriske studier tyder på at økt markedsmakt øker kostnadseffektivitet og forkaster følgelig “quiet life”-hypotesen.

Studien er basert på en rekke modell- og regresjonsspesifikasjoner og finner ingen robust sammenheng mellom konkurranse og kostnadseffektivitet. Funnene står i kontrast til teoretiske prediksjoner og nyere empiriske funn om effekten av konkurranse på effektivitet

# Innholdsfortegnelse

Forord.....	1
Sammendrag .....	2
Innholdsfortegnelse .....	3
<b>1. Introduksjon .....</b>	<b>6</b>
1.1    Bakgrunn for oppgaven.....	6
1.2    Avgrensning.....	7
1.3    Problemstilling .....	8
1.4    Oppbygning.....	8
<b>2. Introduksjon til bankmarkedet.....</b>	<b>9</b>
2.1    Bankens virksomhet.....	9
2.2    Bankenes rolle i økonomien .....	11
2.3    Konjunkturutvikling.....	11
2.4    Konkurransesituasjonen .....	13
<b>3. Litteratur.....</b>	<b>16</b>
3.1    Teori om forholdet mellom konkurranse og effektivitet .....	16
3.1.1    “Quiet life” .....	16
3.1.2    Structure-conduct-performance .....	16
3.1.3    Efficient structure .....	16
3.1.4    Informasjonsassymetri.....	17
3.2    Empiri relatert til forholdet mellom konkurranse og effektivitet .....	17
3.3    Oppsummering.....	19
<b>4. Empirisk strategi .....</b>	<b>21</b>
4.1    Effektivitet .....	21
4.1.1    Generell effektivitetsteori.....	21
4.1.2    Former for effektivitet .....	24
4.1.3    Metoder for måling av effektivitet.....	24
4.1.4    Valg av metode.....	27
4.2    Konkurransemål .....	36
4.2.1    Generell konkurranseteori .....	36
4.2.2    Konkurransemål .....	36
4.3    Forholdet mellom konkurranse og effektivitet.....	40

4.3.1	Økonometrisk modell.....	40
<b>5.</b>	<b>Data .....</b>	<b>42</b>
5.1	Datakilder.....	42
5.2	Behandling av dataene .....	42
<b>6.</b>	<b>Deskriptiv statistikk.....</b>	<b>44</b>
6.1	Oppsummerende statistikk av variabler .....	44
6.2	Utvikling i effektivitet .....	45
6.2.1	Tolkning av koeffisienter .....	45
6.2.2	Robusthetstester .....	47
6.2.3	Effektivitet: Trend og utvikling .....	49
6.3	Utvikling i konkurranse .....	51
6.3.1	HHI .....	51
6.3.2	Lerner indeksen.....	52
6.3.3	Oppsummert konkurransesituasjon.....	53
<b>7.</b>	<b>Resultater og analyse .....</b>	<b>54</b>
7.1	Resultater .....	54
7.2	Analyse .....	56
7.3	Robusthetstester .....	57
7.4	Svakheter.....	62
<b>8.</b>	<b>Konklusjon .....</b>	<b>64</b>
	Litteraturliste .....	66
	Appendiks.....	76



---

## TABELLER

TABELL 1. STATISTIKK FOR VARIABLER BRUKT I MODELLEN.....	44
TABELL 2. RESULTATER, STOKASTISK FRONTANALYSE.....	46
TABELL 3. NØKKELINFORMASJON UTOVER DE ESTIMERTE PARAMETERNE FOR DE FIRE KOSTNADSFRONTENE....	48
TABELL 4. OPPSUMMERENDE STATISTIKK FOR GJENNOMSNIITT, STANDARDAVVIK, SAMT HØYESTE OG LAVESTE VERDI.....	49
TABELL 5. SPEARMANS RANG-KORRELASJON (SRK).....	50
TABELL 6. REGRESJON AV KOSTNADSEFFEKTIVITET PÅ KONKURRANSE.....	55
TABELL 7. REGRESJON AV KOSTNADSEFFEKTIVITET.....	56
TABELL 8. GRANGER KAUSALITET.....	60

## FIGURER

FIGUR 1: BALANSEN TIL NORSKEIDE BANKER OG OMF-KREDITTFORETAK (NORGES BANK, 2013).....	10
FIGUR 2. UTVIKLING I STYRINGSRENTE(NORGES BANK, 2017B) OG ÅRSVEKST I BNP (SSB, 2017) FOR NORGE. 12	
FIGUR 3. ANTALL SPAREBANKER 1922-2015.....	13
FIGUR 4. ISOKVANTDIAGRAM (TAN, 2016).....	22
FIGUR 5. STOKASTISK FRONT (COELLI, 2005).....	29
FIGUR 6. ÅRLIG EFFEKTIVITETSNIIVÅ FOR MODELLENE.....	50
FIGUR 7. GJENNOMSNIITTLIG UTVIKLING I HHI.....	51
FIGUR 8. GJENNOMSNIITTLIG UTVIKLING I LERNER INDEKSEN.....	52

# 1. Introduksjon

## 1.1 Bakgrunn for oppgaven

Økonomisk teori trekker frem fordelene ved perfekt konkurranse sammenlignet med markeder med høy markedsrett. I den grad tilstedeværelsen av markedsrett impliserer et netto tap av sosial velferd vil høy markedsrett være skadelig. For bankindustrien er analyser av markedsrett spesielt viktig. Feilprising kan føre til høyere kostnader for finansielle formidlere og et lavere volum av sparing og investering som kan lede til lavere økonomisk vekst. Samtidig har bankene en viktig rolle for stabiliteten til økonomien. Finansielle kriser sprer seg til andre deler av økonomien gjennom banksystemet. Dette kan skje gjennom redusert tilgang til kreditt, lammelse i interbanksystemet eller fryste betalinger (Finanskriseutvalget, 2011). Konkurranse er knyttet til mange av de store markedsfeilene assosiert med banker og det finansielle systemet. Dette har fått utløp i henholdsvis overdreven risikotaking av finansielle formidlere, kredittoverekspansjon og ikke-bærekraftig vekst i boligmarkedet.

I markeder hvor konkurransepresset er lavt kan det gi bankene manglende insentiver til å redusere ineffektivitet. Rasjonale for denne type atferd kan forstås gjennom tre overordnede mekanismer. Banker kan ha lavere insentiver til å drive effektivt hvis muligheten for å prise over marginalkostnad genererer tilstrekkelig profitt til å kompensere for ineffektiv drift. Videre kan banker som følge av markedsrett forfølge andre objektiver enn å maksimere profitten. Dette kan være å øke antall ansatte, redusere arbeidskonflikter gjennom høyere lønninger eller overinvestering i fysisk og teknologisk infrastruktur. For det tredje kan banker bruke ressurser rettet mot etableringsbarrierer for å opprettholde og øke graden av markedsrett.

Det positive forholdet mellom markedsrett og ineffektivitet er kjent som "quiet life"-effekten (Hicks, 1935). Empiriske funn på dette området er flertydige. Mens Berger & Hannan (1998) og Cocorese & Pellechias (2010) studier understøtter "quiet life"-effekten, har Maudos & Guevara (2007), Weill m.fl. (2008) og Koetter m.fl. (2012) funn som avkrefter "quiet life"-

hypotesen. Resultatene fra Casu & Girardone (2009) og Schaeck & Čiháks (2008) forskning gir blandede resultater.

Problematikken knyttet til hvorvidt konsentrasjon og markedsrett reduserer kostnadseffektivitet er et spesielt relevant område for policyanalyser. Den norske sparebankindustrien opplevde en omfattende konsolideringsprosess fra 1960 til 1990. Dersom "quiet life"-hypotesen og andre effektivitetsreduserende effekter av konsentrasjon er substansiell vil dette ha konsekvenser for analyse av nye sammenslåinger. Dette kommer i tillegg til mer tradisjonelle hensyn som velferdstap knyttet til monopolpriser, stabilitet og trygghet.

Oppgaven vurderer konkurranse og effektivitet ved å bruke et utvalg norske sparebanker i perioden 1997-2013. Bankenes effektivitet estimeres ved hjelp av en stokastisk frontanalyse som er en anerkjent og anvendt metode i litteraturen (Berger, Hunter, & Timme, 1993; Fu, Lin, & Molyneux, 2014). Konkurransenivået blir målt ved Herfindal-Hirschman-indeksen (HHI) og Lerner indeksen. Vi benytter både strukturelle og ikke-strukturelle mål for å gi et nyansert bilde av konkurransesituasjonen (Bikker & Spierdijk, 2017).

## 1.2 Avgrensning

Denne undersøkelsen vil undersøke påvirkningen konkurranse har på kostnadseffektivitet. Undersøkelsen gjør dette ved å måle effektivitet mot den samme fronten for bedrifter i det samme segmentet med tilgang til like substitutter, men lokalisert i ulike lokale markeder med ulike grad av konsentrasjon og markedsrett. Studien fokuserer på sparebanker, en industri hvor majoriteten av bankene har tilgang til den samme teknologien og produserer relativt homogene produkter i geografisk avgrensede markeder med variasjon i markedsstrukturen. Bankenes rentepriiser er essensielt uregulert og gjør at bankene kan utøve ulike lånerate for innskudd og utlån i forskjellige lokale markeder. Effekten av konsentrasjon og markedsrett på effektivitet kan følgelig isoleres fra andre kompliserende faktorer som produkt og teknologi.

## 1.3 Problemstilling

Nyere empiriske funn avkrefter “quiet life”-hypotesen. Det tilsier at lavere konkurranse burde øke kostnadseffektivitet. Med utgangspunkt i dette, og nevnte avgrensninger, vil studien undersøke følgende forhold:

*Hvordan påvirker konkurranse effektiviteten i norske banker?*

## 1.4 Oppbygning

Innledningsvis vil det i kapittel 2 gis et innblikk i bankenes rolle og markedsstrukturen i det norske sparebankmarkedet. Kapittel 3 vil utforske empirisk og teoretisk litteratur. Videre vil kapittel 4 presentere teorien bak effektivitet, konkurranse og sammenhengen mellom disse, samt empiriske modeller. Kapittel 5 beskriver innhenting og behandling av data. I kapittel 6 redegjøres det for deskriptiv statistikk og trender i konkurranse og effektivitet. Kapittel 7 oppsummerer resultatene og analyse før det konkluderes i kapittel 8.

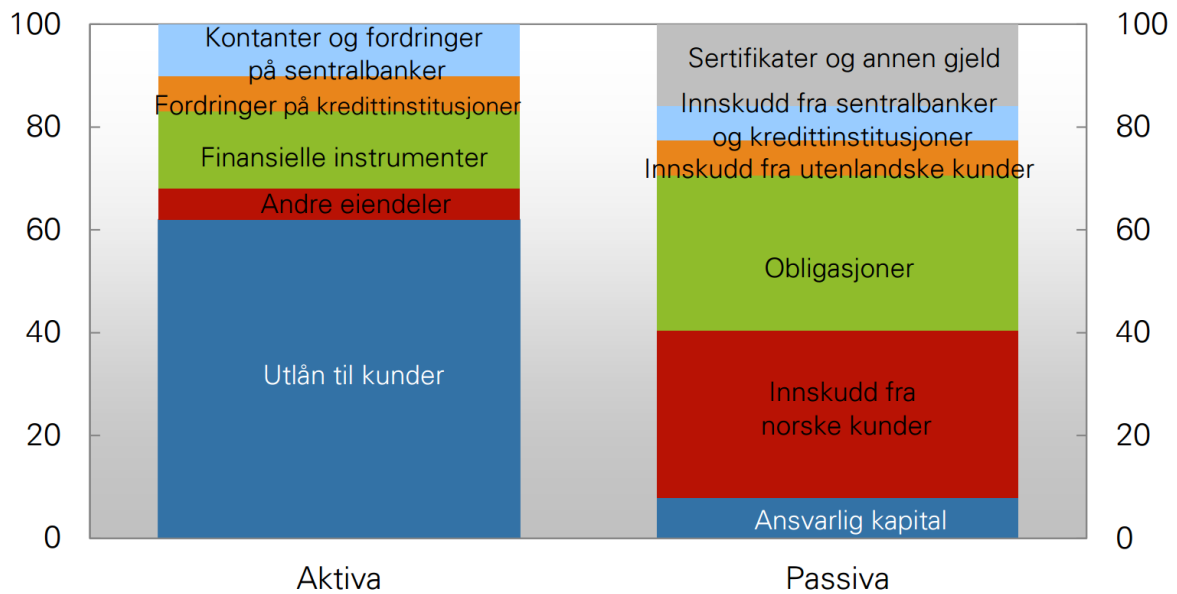
## 2. Introduksjon til bankmarkedet

For å analysere effektivitet og konkurranse i banknæringen kan det være hensiktsmessig å gi et innblikk i bankmarkedet generelt og karakteristikker som gjør dette markedet spesielt. Sentralt for bankmarkedet står hensynet til finansiell stabilitet, da bankene utgjør en viktig del av det finansielle systemet. Finansiell stabilitet sørger for “at det finansielle systemet er robust overfor forstyrrelser, slik at det er i stand til å formidle finansiering, utføre betalinger og omfordele risiko på en effektiv måte” (Norges Bank, 2016). Vives (2016) argumenterer for at det eksisterer et bytteforhold mellom grad av konkurranse og finansiell stabilitet. Han hevder at konkurranse i banknæringen er positivt for samfunnet så lenge det er tilstrekkelig regulering og overvåkingen. Reguleringen av bankene krever derfor en avveining mellom finansiell stabilitet og konkurranse.

I det følgende vil bankens virksomhet og rolle i økonomien bli presentert. Videre vil historisk utvikling i norsk økonomi presenteres for å gi en kontekst til bankenes utvikling i effektivitet og konkurranse. Avslutningsvis beskrives trekk ved konkurransesituasjonen i næringen og utvikling i ordinære prestasjonsmål hos sparebankene.

### 2.1 Bankens virksomhet

En bank er en finansiell institusjon som mottar innskudd fra offentligheten og omgjør dette til kreditt (Norges Bank, 2004). Låneaktiviteter kan utføres enten direkte eller indirekte gjennom kapitalmarkeder. Ved å gjøre kortsiktige innskudd tilgjengelig for langsiktige investeringer distribueres kapital samfunnsøkonomisk effektivt og legger til rette for økonomisk vekst. Bankene har samtidig en sentral funksjon som formidler av betalingstjenester. En banks balanse presenteres av Norges Bank på følgende måte:



Figur 1: Balansen til norskeide banker og OMF-kredittforetak (Norges bank, 2013)

Aktiva kjennetegnes ved bankens eiendeler og passiva viser hvordan eiendelene er finansiert. Bankenes profitt kommer hovedsakelig av differansen i renten de setter på utlån og verdipapirer mot renten banken betaler på forpliktelser (Mishkin, 2015)

En stor del av bankens passiva består av innskuddskontoer. De skiller seg hovedsakelig fra hverandre med hensyn på likviditet og rente. Ansvarlig kapital kjennetegnes ved egenkapital og andre former for kapital som kan ta tap ved løpende drift (Finanstilsynet, 2017). Gjeld og andre verdipapirer kommer fra utstedning av obligasjoner og sertifikater til andre aktører i finansmarkedene.

Aktivasiden er vanlig å dele inn i likvide og mindre likvide aktiva. Utlån til kunder og kredittinstitusjoner regnes som aktiva som tar lenger tid å omsette i markedet. Den høyere risikoen og lave likviditeten ved disse innskuddene gjør derfor postene til som generer de høyeste inntektene (Mishkin, 2015). Mer likvide aktiva er blant annet reserver og kontanter, men også bankenes beholdning av verdipapirer.

Bankene ønsker en sammensetning av eiendeler og gjeld som gjør driften mest mulig effektiv for å oppnå høy avkastning. Mishkin m. fl. (2015) beskriver fire faktorer som må tas hensyn

til ved bankenes tilpasning av eiendeler og gjeld. Den første knytter seg til likviditetsstyring. Bankene er avhengig av nok likvide midler for å dekke sine forpliktelser. Videre må det tas hensyn til risikoen knyttet til eiendelene gjennom diversifisering. Bankene må ved hjelp av gjeldsstyring søke å minimere kostnadene knyttet til gjeld. Det siste punktet er knyttet til bankenes rolle i økonomien og handler om å kunne dekke krav stilt fra myndighetene om å være robuste ved nedgangsperioder i økonomien.

## 2.2 Bankenes rolle i økonomien

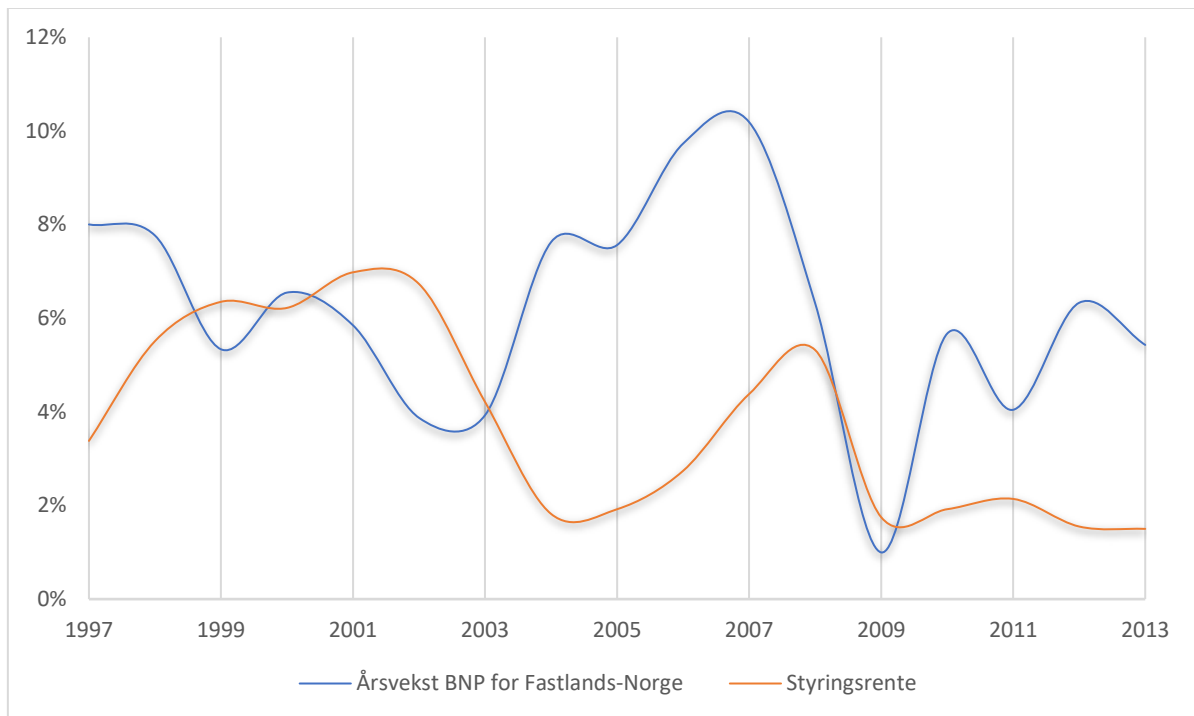
Bankene utgjør en sentral del av det finansielle systemet. Det finansielle systemet har tre hovedoppgaver, hvor 1) handler om at det finansielle systemet skal sørge for at aktørene i økonomien får mulighet til å låne og spare, samt bidra til at sparingen går til lønnsomme investeringer, 2) muliggjøre betalingstjenester og 3) håndtere risiko. Bankene gjennomfører alle tre hovedoppgavene (Norges Bank, 2017a). Et velfungerende finansielt system utfører nevnte oppgaver på en stabilt og effektiv måte.

En stabil økonomi er avhengig av et velfungerende finansielt system. Uten tilgang til kapital, betalingssystemer og risikohåndtering får det raskt konsekvenser for økonomien. Seneste eksemplet på dette er finanskrisen i 2008. Tapet av finansiell stabilitet førte til at finanskrisen gikk over i en kredittkrise, likviditetskrise, arbeidsledighetskrise, aksjekrakk, boligkrakk, realøkonomisk krise og gjeldskrise (Grytten & Hunnes, 2016). Flere av de store internasjonale bankene måtte reddes av myndighetene fra å gå konkurs. I ettertid har bevisstheten rundt bankenes sentrale rolle i samfunnsøkonomien økt. Banker og det finansielle systemet for øvrig er av den grunn strengere regulert enn hva en finner i andre sektorer. Eksempler på markedsreguleringer er kapital- og likviditetskrav, fasiliteter for nødlån og statlige innskuddsordninger (Ulltveit-Moe, Vale, Grindaker, & Skancke, 2013).

## 2.3 Konjunkturutvikling

Utviklingen i konkurranse og effektivitet i sparebanksektoren kan forstås i lys av den generelle utviklingen i økonomien. Etterspørselen etter banktjenester er nært knyttet til den norske økonomien, som kapitalbehov og boliglån. Den generelle utviklingen i økonomien er viktig å

se på ettersom undersøkelsen beveger seg over en lang tidsperiode med store konjunktursvingninger. Utviklingen i styringsrenten og årlig vekst i BNP for Fastlands-Norge er hentet fra Norges Bank og SSB og er illustrert i figur 2.



*Figur 2. Utvikling i styringsrente(Norges Bank, 2017b) og årsvekst i BNP (SSB, 2017) for Norge*

Norsk og internasjonal økonomi ble i 2002 påvirket av “dot-com krisen” (Finanskriseutvalget, 2011). Dette ga utslag i en nedgang i veksten på BNP. Internasjonalt var det nedgangskonjunktur og fallende renter, men det tok tid før Norge responderte. Det førte til at Norge holdt en relativt sett høy rente internasjonalt. Krona styrket seg, norske varer ble dyrere og i sammenheng med lavkonjunkturen internasjonalt ble norsk industri hardt rammet. Norge gikk derfor inn i en lavkonjunktur. Som grafen viser ble styringsrenten som en respons på dette redusert med hele 5,25% fra slutten av 2002 til starten av 2004. Lavkonjunkturen ble kortvarig og norsk økonomi kom seg ut fra denne i 2004 (Benedictow, 2005).

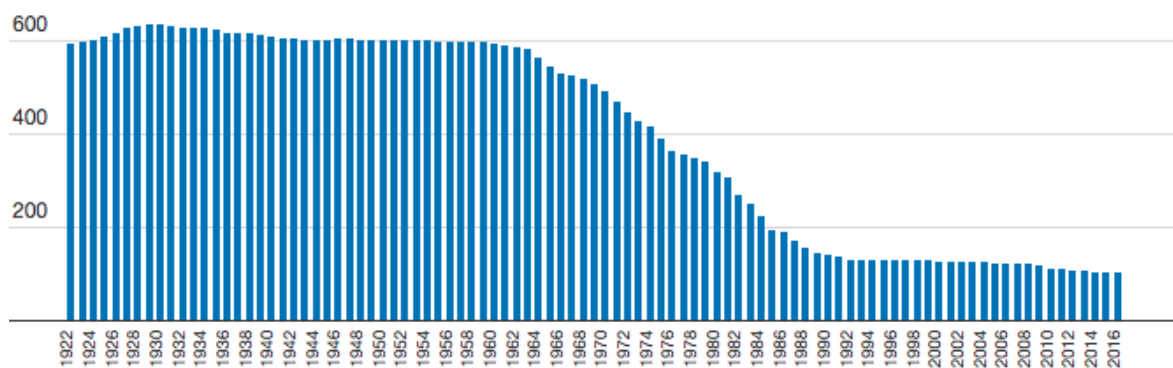
Norsk økonomi beveget seg etter 2004 inn i en høykonjunktur med god økonomisk vekst på grunn av høy internasjonal etterspørsel og høye oljeinvesteringer før den internasjonale finanskrisen rammet Norge i 2008-2009. En kombinasjon av kraftig reduksjon av



styringsrenten, fra 5,75% høsten 2008 til 1,25% høsten 2009, og tilføring av likviditet i bankmarkedet gjorde at krisen traff Norge betydelig mindre enn andre europeiske land. Økonomien tok seg hurtig opp igjen. Aktiviteten økte og oljeprisen hadde en solid økning fra tidlig 2009 frem til den stabiliserte seg noe i 2011 og frem til 2013.

## 2.4 Konkurransesituasjonen

Fra en topp i 1929 frem til 2013 har antallet sparebanker i Norge sunket betydelig, fra 638 til 108 (Sparebankforeningen, 2017). Nedgangen har vært sterkt preget av økte konsolideringer og oppkjøp mellom banker. Flere av de mindre sparebankene er i dag samlet i allianser, hvor Eika-gruppen består av over 70 mindre sparebanker og Sparebank 1-alliansen består av 14 banker. Om lag 15 sparebanker står utenfor alliansearbeid (Norges Bank, 2017a).



Figur 3. Antall sparebanker 1922-2015

Overordnet er det totale norske bankmarkedet konsentrert. Nivået på konsentrasjonen ligger over gjennomsnittet i Europa og skiller seg tydelig ut sammenlignet med andre norske sektorer (Ulltveit-Moe mfl., 2013). Dette kan skape grobunn for lavere konkurranse og økt markedsmakt. Finansdepartementet argumenterer samtidig for at økte konsolideringer kan bidra til å gjøre mindre banker større og dermed kunne bli mer konkurransedyktige (Finanskriseutvalget, 2011).

Det er flere grunner til at bankmarkedet er så konsentrert. Konkurransforholdene i markedet er preget av en rekke markedssvikter og fører til at antakelser om standard fullkommen konkurranse ikke er gjeldende. Markedssvikter inkluderer asymmetrisk informasjon, markedsmakt og eksternaliteter (Vives, 2016).

Bankmarkedet tilfredsstillter ikke kravene for et “contestable market”, kjennetegnet ved kostnadsfri inngang og utgang av markedet (Vives, 2016). Et markant hinder er tilstedeværelsen av etableringsbarrierer. Med etableringsbarrierer menes barrierer som nye banker må overkomme for å entre markedet. Det norske bankmarkedet var et strengt regulert marked frem til 80-tallet med høye etableringsbarrierer. Liberalisering utover 90-tallet og særlig EØS-avtalen åpnet opp for at utenlandske banker fra Europa fikk tillatelse til å drive i det norske markedet. Likevel eksisterer det fortsatt etableringsbarrierer i banksektoren. Hughes og Mester (2013) finner at det eksisterer stordriftsfordeler i bankmarkeder. Stordriftsfordelen kommer av fordeler knyttet til diversifisering av risiko og deling av informasjonssystemer. Boot (2000) finner at det eksisterer informasjonsasymmetri mellom banken og låntaker. Det belønner lokal informasjon om kunder og langvarige kundeforhold. Dette er funnet å være spesielt relevant innenfor lån til små og mellomstore bedrifter og lån til husholdninger. Utover de nevnte etableringsbarrierene trekker Vives (2016) frem faktorer som byttekostnader, merkevarerykte, alliansenettverk og regulatoriske forhold.

De senere årene har utlånsmarginene i banknæringen steget. Med utlånsmarginer menes forskjellen på bankene utlånsrente fratrukket en pengemarkedsrente. Markeder med mindre konkurranse og høyere markedsmakt kjennetegnes ofte av høyere marginer. I en rapport fra konkurransetilsynet ble det antydnet at markedsforholdene i boliglånsmarkedet 2012-2014 muliggjorde en koordinert prissetting og at innføring av økte kapitalkrav kan ha fungert som en trigger for høyere utlånsmarginer de senere årene (Skjæveland m.fl., 2015).

Sentrale reguleringer de seneste årene stemmer fra Basel III kravene. Flere studier av hvordan de norske bankene har tilpasset seg Basel III-regelverket har funnet en uønsket konkurransevridende effekt i det norske bankmarkedet. Først og fremst virker de nye kravene

negativt på de systemviktige bankene som må benytte IRB-metoder<sup>1</sup>, ettersom det stilles strengere krav til beregningsgrunnlag, boliglån vektes med 40% samt at det kreves en systemviktig-buffer. Med systemviktige banker menes en bank med stor påvirkning på stabiliteten til det finansielle systemet og realøkonomien (Finansdepartementet, 2014). Mindre norske banker benytter seg av standardmetode for beregning, hvor boliglån vektes 35% samt at de slipper unna den systemviktige bufferen. Utenlandske banker med filialer i Norge styres av eget hjemland som kan ha senere tidsfrister til innføringen av kapitalkravene enn i Norge. Norske IRB-banker har høyere kapitalkrav når det kommer til utlån til næringslivsprosjekter og boliglån til personkunder (Grimsby m.fl., 2016). Konkurransetilsynet peker på at dette kan virke konkurransevridende (Evertsen m.fl., 2016)

---

<sup>1</sup> “Med IRB-system menes de modeller, arbeids- og beslutningsprosesser, kontrollmekanismer, IT-systemer og interne retningslinjer som er knyttet til klassifisering og kvantifisering av kredittrisiko mv” (Finansleksikonet, 2017).

## 3. Litteratur

### 3.1 Teori om forholdet mellom konkurranse og effektivitet

Ettersom oppgaven ønsker å se på sammenhengen mellom konkurranse og effektivitet er det naturlig å presentere teorier i litteraturen som forsøker å forklare nettopp dette forholdet. Det er særlig tre fremtredende teorier i litteraturen knyttet til sammenheng mellom konkurranse og effektivitet. Oppgaven vil derfor ta sikte på å vurdere om de ulike hypotesene kan bekreftes eller avslås med hensyn til det norske sparebankmarkedet.

#### 3.1.1 “Quiet life”

John Hicks (1935) utledet en rekke teorier om monopolistens gunstige økonomiske forhold. I markeder med ufullstendig konkurranse vil banker nyte et “Quiet life”. Banker med monopolmakt nyter monopolrenter og blir følgelig mindre presset til å drive kostnadseffektivt. Differanse mellom prisen satt ved monopolistisk og kompetitiv tilpasning skaper monopolprofitt. Profitten oppnådd fra denne differansen gjør det mulig for eiere å oppnå gode marginer uten å strengt fokusere på kostnadseffektivisering. “Quiet life”-hypotesen antar derfor at økt konsentrasjon i markedet leder til ineffektivitet. Leibenstein (1966) argumenterer for at denne ineffektiviteten reduseres ved økt konkurranse ettersom ledere og banker responderer på utfordringen.

#### 3.1.2 Structure-conduct-performance

SCP-hypotesen, som omtalt tidligere, antar at økt profitt kan komme som følge av prissamarbeid mellom selskaper i et marked. Hypotesen antar derfor at selskaper i mer konsentrerte markeder utøver mer markedsrett ved fastsetting av priser, samt at konsentrasjonen muliggjør samarbeid mellom bankene. Dette skaper monopolprofitt.

#### 3.1.3 Efficient structure

Efficient structure hypotesen (Demsetz, 1973; Peltzman, 1977) beskriver en reversert kausalitet mellom konkurranse og effektivitet. Mer effektive banker har lavere kostnad og høyere profitt. Det fører til at effektive banker kaprer markedsandeler, og følgelig høyere

konsentrasjon i markedet. Berger (1995) skiller mellom to forklaringer på efficient structure hypotesen: Banker med bedre ledelse og produksjonsteknologi har lavere kostnader og derfor høyere profitt. Disse selskapene er også forventet at vil kapre store markedsandeler som vil resultere i høyere konsentrasjonsnivåer. Den andre tolkningen antar at bankene ikke skiller seg ut knyttet til dyktigere ledelse eller bedre produksjonsteknologi, forskjellen skyldes kun at noen banker produserer mer effektivt enn andre, og derfor har lavere enhetskostnader og høyere profitt per enhet. Disse bankene antas å ha store markedsandeler.

### **3.1.4 Informasjonsassymmetri**

Boot and Schmeits (2005) argumenterer for et negativt forhold mellom konkurranse og effektivitet. Et kompetitivt bankmarked vil gjøre bankene mindre effektive fordi låneforhold blir mindre stabile og kortere. Et kompetitivt marked vil øke kundenes vilje til å bytte aktør. Informasjonsasymmetrien blir da forsterket, hvilket fører til at flere ressurser blir brukt på monitorering og screening. De kortere kundeforholdene vil igjen føre til at bankene reduserer sine aktiviteter knyttet til det å skape gode kundeforhold, og Chan, Greenbaum & Thakor (1986) argumenterer for at dette vil redusere bankenes verdi av og mulighet til å bruke informasjon. Schaeck & Čihák (2008) fremmer at disse to argumentene sammen vil føre til en lavere verdi på informasjonen bankene holder. De vil derfor ende opp med høyere utgifter knyttet til å beholde gamle kunder, samt til å tiltrekke seg nye kunder gjennom investeringer i minibanker, nye informasjonssystemer og kraftigere bruk av markedsføring.

## **3.2 Empiri relatert til forholdet mellom konkurranse og effektivitet**

Berger & Hannan (1998) finner støtte til “Quiet Life”-hypotesen og SCP-hypotesen. Studiet tester hvorvidt fire mekanismer på sammenhengen mellom konsentrerte markeder og kostnadsineffektivitet, er sanne. Den første mekanismen antar at et marked med ufullstendig konkurranse kan gi bankene muligheten til å nyte et “quiet life”.

For det andre kan markedsrett tillate ledere å søke andre mål enn profittmaksimering, for eksempel øke antall ansatte mer enn hva som regnes som profittmaksimerende. I litteraturen omtales dette som agent-prinsippal problematikk. Hermalin (1992) fant at ved svakere konkurranse kunne denne problematikken øke.

Bankene har også anledning til å skape eller opprettholde etableringsbarrierer. Utover regulatoriske etableringsbarrierer kan bankene avskrekke eller hindre potensielle banker fra å entre markedet. Generelt skilles det mellom strukturelle og strategisk barrierer. Naturlige barrierer oppstår når bankene søker å påvirke strukturen i markedet, gjennom konsolidering, kapring av markedsandeler eller søke skalafordeler. Strategiske barrierer springer ut av bankenes atferd. Investering i relasjonsforhold gjør det vanskeligere å kapre kunder og sterk merkevarebygging kan øke etableringskostnader for nye aktører. Dette kan gå på bekostning av kostnadseffektivitet og samtidig være profittmaksimerende. Velferdstap knyttet til denne type atferd er godt teoretisk og empirisk forankret av blant annet Posner (1975) og Tullock (1967).

Den siste mekanismen Berger & Hannan (1998) nevner er at monopolprofitten gjør det mulig for ineffektive ledere og selskaper å fortsette, uten andre mål for selskapet enn kun å maksimere selskapsverdi.

Mekanismene er vanskelige å skille ut økonometrisk, så Berger og Hannan velger å teste dette som en samlet hypotese ved hjelp av DEA. Alle de fire hypotesene antar, til en viss grad, at SCP-paradigmet er sant, altså at selskaper i mer konsentrerte markeder utøver mer markedsrett ved fastsetting av priser og derfor oppnår monopolprofitt.

Berger og Hannan finner i tidligere studier støtte til SCP-hypotesen (Berger, 1995; Berger & Hannan, 1989; Hannan, 1991). Studiene viser at høyere konsentrasjon resulterer i høyere utlånsrenter og lavere innskuddsrenter. Studiene finner derimot ingen vesentlig økning i inntjeningen som følge av økt konsentrasjon. Resultatet i studiet til Berger og Hannan fra 1998 kan forklare dette, ettersom de finner sterke beviser på at banker i mer konsentrerte markeder utøver lavere effektivitet på kostnader.

Koetter m.fl. (2012) avkrefter "quiet life"-hypotesen. Studiet estimerer kostnadseffektivitet for et stort antall amerikanske banker, og tester dette opp mot markedsrett, representert ved Lerner indeksen.

Schaeck & Čihák (2008) finner støtte til "Quiet life"-hypotesen for studiets europeiske utvalg, men forkaster hypotesen for det amerikanske utvalget. Forfatterne finner også støtte til "efficient structure"-hypotesen. Studiet gjennomfører en SFA og beregner kostnads- og profitteffektivitet på et stort datasett av amerikanske og europeiske banker.

Effektivitetsestimaterne blir testet opp mot konkurransemålet Lerner indeks gjennom en Granger kausalitetstest.

Maudos & Guevara (2006) avkrefter “Quiet life”-hypotesen, og finner støtte til “efficient structure”-hypotesen. Studiet undersøkte sammenhengen mellom effektivitet og konkurranse representert ved Lerner indeksen til EU-15 landene fra 1993-2002. Effektiviteten ble beregnet ved hjelp av SFA, og studiet finner et negativt forhold mellom konkurranse og kostnadseffektivitet.

Casu & Girardone (2009) avkrefter “Quiet life”-hypotesen. Studiet undersøkte sammenhengen mellom konkurranse og effektivitet ved hjelp av DEA og SFA for de største kommersielle bankene i de viktigste bankmarkedene i EU. Ved hjelp av Granger kausalitetstest, finner ikke studiet at en økning i markedsrett medfører en nedgang i kostnadseffektivitet. Granger testen av økt markedsrett på effektivitet er positiv, hvilket er i tråd med hva som ble funnet i analysen til Schaeck & Čihák (2008) vedrørende kostnadseffektivitet i USA. Studiet kan derimot ikke, slik som i Maudos & Guevara (2006), konkludere med at forkasting av hypotesen om “quiet life” medfører støtte til “efficient structure”-hypotesen. På den andre siden gir resultatene på den reverserte kausalitetstesten ingen beviser på at økning i effektivitet kommer før økt markedsrett.

Řepková & Stavárek (Řepková & Stavárek, 2013) finner støtte til “efficient structure”-hypotesen. Studiet undersøkte sammenheng mellom konkurranse og effektivitet gjennom en DEA analyse av den tsjekkiske banksektoren for perioden 2001-2010. Konkurransen ble målt gjennom Lerner indeksen, og sammenhengen ble sjekket ved hjelp av en Johansen kointegrasjonstest, som både sjekker kausaliteten mellom konkurranse og effektivitet, samt den reverserte effekten. Resultatene viser en positiv påvirkning av både konkurranse på effektivitet, og effektivitet på konkurranse for den tsjekkiske banksektoren, i likhet med studiet til Schaeck & Čihák (2008).

### 3.3 Oppsummering

Oppsummert viser den empiriske litteraturen at betydningen av konkurranse på effektivitet i banknæringen er mer komplisert enn å tolkes ut ifra en enkel sammenheng. Det varierer blant

annet for om det blir valgt å se på konsentrasjons- eller konkurransemål, og kostnads- eller profitteffektivitet. Det viser også at sammenhengen ikke er rett fram, og at andre faktorer, som blant annet insentiver for risiko, regulatoriske krav og makroøkonomiske krav kan ha påvirkning på både størrelsen og i hvilken retning forholdet går (Casu & Girardone, 2009).



## 4. Empirisk strategi

Kapittelet tar for seg det teoretiske fundamentet for studiet. Innledningsvis presenteres generell effektivitetsteori, diskusjon av ulike beregningsmetoder og oppgavens empiriske modell for beregning av effektivitet. Videre presenteres generell konkurranseteori og målene brukt for å beregne konkurranse i banknæringen. Avslutningsvis belyses ulike teorier for sammenhengen mellom konkurranse og effektivitet, etterfulgt av den økonometriske modellen som benyttes for å teste sammenhengen.

### 4.1 Effektivitet

#### 4.1.1 Generell effektivitetsteori

Analyse av effektivitet er et vanlig brukt mål i litteraturen for å sammenligne ulike bankers produktivitet. Ettersom studien undersøker bankens evne til kostnadsminimering følger en enkel teoretisk gjennomgang av de underliggende prinsippene.

Farrell (1957) introduserte en metode for å måle produktiv effektivitet. Metoden tar utgangspunkt i en effektiv isokvant estimert som en del av en konveks mengde av de observerte punktene. Farrell antar en homotetisk produksjonsfunksjon. En homotetisk funksjon er en monotonisk transformasjon av en homogen funksjon hvor den marginale tekniske substitusjonsraten består av en konstant dratt fra origo. For illustrasjon, la produksjonsfunksjonen  $f(x_1, x_2)$  være homogen av første orden i  $x_1$  og  $x_2$

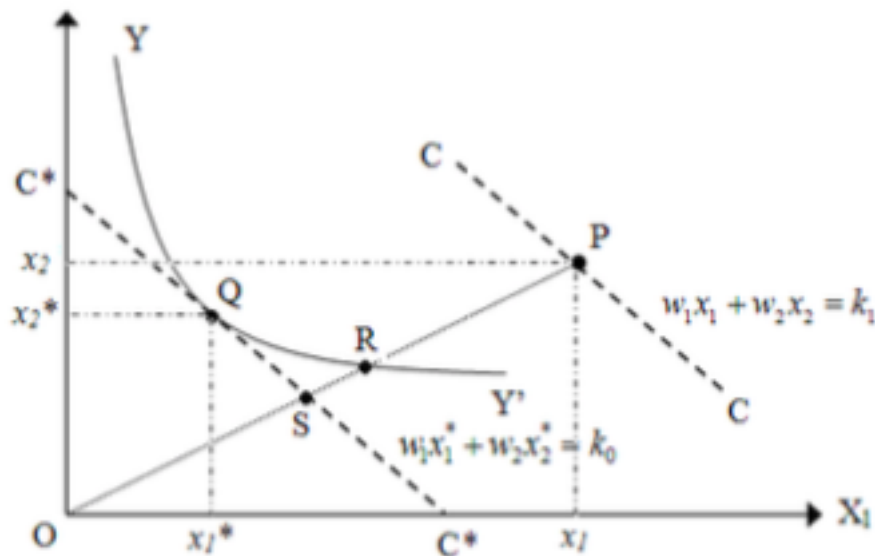
$$f(tx_1, \dots, tx_n) = t^h(x_1, \dots, x_n) \text{ for alle } (x_1, \dots, x_n) \in S \text{ og alle } t > 0$$

hvor  $h = 1$  og anta at isokvanten til denne homogene produksjonsfunksjonen er en effisient isokvant. En monotonisk, økende transformasjon av en homogen produksjonsfunksjon gir en homotetisk produksjonsfunksjon i

$$F(x) = g(|f(x_1, x_2)|)$$

hvor  $g$  er en strengt økende monoton transformasjon. En serie med homotetiske isokvanter kan beregnes fra den opprinnelige, effisiente isokvanten ved å skalere den opp. Med andre ord innebærer det at en proporsjonal økning eller reduksjon av alle innsatsfaktorer ikke burde påvirke den marginale raten av teknisk substitusjon langs isokvanten.

Analysen av effektivitet utført av Farrell (1957) kan illustreres ved en situasjon med en enkel output og to innsatsfaktorer i et isokvantdiagram.



Figur 4. Isokvantdiagram (Tan, 2016)

Farrel (1957) antar initielt at produksjonsfunksjonen har konstant skalautbytte. Det teknologiske settet er fullt beskrevet av enhetsisokvanten  $YY'$  som fanger kombinasjonen av innsatsfaktorene  $(x_1, x_2)$  hvor bedriften kan produsere en enhet,  $y$ , når det er perfekt effisient. Med andre ord viser  $YY'$  minimumskombinasjonen av innsatsfaktorer nødvendig for å produsere en enhet,  $y$ . Det innebærer at alle kombinasjoner av innsatsfaktorer langs enhetsisokvanten er ansett som teknisk effektivt, og alle punkter over og til høyre for isokvanten, som punkt  $P$ , er definert som teknisk ineffektiv produksjon ettersom innsatsfaktorerkombinasjonen som brukes er mer enn nødvendig for å produsere en enhet output. Avstanden  $RP$  langs linjen  $OP$  måler teknisk effektivitet til en produsent plassert i punkt  $P$ . Avstanden,  $RP$ , representerer den mengden hvor alle innsatsfaktorer kan reduseres

uten å redusere mengden produsert. Geometrisk vil det tekniske ineffektivitetsnivået assosiert med innsatsfaktorkombinasjon  $P$  uttrykkes som raten  $\frac{RP}{OP}$ , og følgelig vil den tekniske effektiviteten til en produsent i denne analysen være gitt med raten  $\frac{OR}{OP}$ , som tar en verdi mellom 0 og 1. Verdi 1 impliserer at bedriften er fullt teknisk effisient.

Allokerende effektivitet ( $AE$ ) involverer seleksjonen av en innsatsfaktormiks som allokerer faktorer der de har høyest verdi og introduserer konseptet om innsatsfaktorenes alternativkostnad i produksjonseffektivitet. Allokerende ineffektivitet kan også beregnes fra enhetsisokvanten i figur 6. Gitt informasjonen om markedspriser til innsatsfaktorerene ( $w_1, w_2$ ) vil isokostlinjen  $CC$  gjennom  $P$  gi følgende uttrykk:

$$w_1x_1 + w_2x_2 = k_1$$

og helningen til denne linjen reflekterer innsatsfaktorpris-raten. Bedriften kan redusere kostnadene ved å bevege linjen parallelt til den tangerer isokvantlinjen i punkt  $Q$ . Koordinatene til  $CC$  gir oss da

$$w_1x_1^* + w_2x_2^* = k_1$$

hvor bedriften oppnår minimal kostnad til det foretrukne produksjonsnivået. I likhet med teknisk effektivitet vil den relative distansen til  $S$  og  $R$  gi raten  $\frac{OS}{OR}$ . Sammenlignet med den minimale kostnadsraten gitt i punkt  $Q$  indikerer  $\frac{OS}{OR}$  kostnadsreduksjonen en produsent kunne oppnå ved å bevege seg fra en teknisk, men ikke allokativt, effektiv innsatsfaktorkombinasjon ( $R$ ) til det teknisk og allokativt effektive punktet ( $Q$ ). Den allokerende effektiviteten til en bedrift ved punkt  $P$  er følgelig gitt ved raten  $\frac{OS}{OR}$ .

Ovennevnte resonnering kan overføres til konseptet om kostnadseffektivitet. Kostnadseffektivitet er raten av minimum kostnad ( $wx^*$ ) til faktisk kostnad ( $wx_0$ ), som gir

$$\frac{wx^*}{wx_0} = \frac{OS}{OP}$$

hvor en kostnadseffektiv produsent vil velge nivå og kombinasjon av innsatsfaktorer gitt innsatsfaktorpriser slik at kostnadene minimeres. Ineffektivitet oppstår da enten av suboptimal

teknologi (teknisk) eller suboptimal allokering av ressurser (allokativt). Total kostnadseffektivitet kan da uttrykkes som:

$$\begin{aligned} \text{Total kostnadseffektivitet} &= \text{Allokerende effektivitet} * \text{Teknisk effektivitet} \\ &= \frac{OS}{OR} * \frac{OR}{OP} \end{aligned}$$

#### 4.1.2 Former for effektivitet

Teknisk effektivitet er det vanligst brukte effektivitetsmålet innenfor Data Envelopment Analysis (se blant annet Coelli (1996)). Berger & Mester (1997) trekker frem at det tidligere hovedsakelig ble tatt utgangspunkt i teknisk- og kostnadseffektivitet, men at innteks- og profitteffektivitet ble mer populært på slutten av 90-tallet. Inntektseffektivitet handler om bankens evne til å maksimere inntekt, og beregnes ut fra forholdet mellom faktisk inntekt og maksimal inntekt. I likhet med kostnadseffektivitet kan inntektseffektivitet deles inn i teknisk ineffektivitet og allokerende ineffektivitet. Profitteffektivitet tar for seg begge de foregående effektivitetsmåtene og ser på hvordan en bank evner å produsere maksimal profitt gitt sine innsatsfaktorer og produserte enheter. Berger (1995) hevder profitteffektivitet er overlegen kostnadseffektivitet, da banker utover kostnadsminimering også har mulighet til å optimere inntektssiden.

#### 4.1.3 Metoder for måling av effektivitet

Formålet med effektivitetsanalyser er å avdekke karakteristikkene ved de bedriftene eller institusjonene som etter gitte kriterier presterer bedre enn andre. Ettersom informasjon om bankers konkrete produksjonsprosess er fraværende vil denne måtte estimeres ved å benytte regnskaps- og balansedata. Det virker å være bred enighet i litteraturen om at banker har ineffektiviteter utover skala- og samdriftsfordeler (Berger & Humphrey, 1997). Det er derimot ikke enighet om hvilken metode som er best egnet for å beregne effektivitet (Berger & Humphrey, 1997b).

En utbredt metode er å estimere effektivitetsfronter hvor bankers X-effektivitet måles relativt til en optimal bank. X-effektivitet er forskjellen mellom adferd implisert ved økonomisk teori, og den observerte adferden i markedet på grunn av manglende kompetitivt press (Leibenstein,

1966). En sentral økonometrisk utfordring med beregningen av X-effektivitet er å skille reell ineffektivitet fra tilfeldig støy, som gir midlertidige kostnads- og inntektsendringer (Berger mfl., 1993). Det er flere fremgangsmåter anvendt i litteraturen som hovedsakelig varierer over tre faktorer: (1) Den funksjonelle formen for den best praktiserende banken, (2) hvordan modellen forholder seg til tilfeldig støy, og (3) antakelser om sannsynlighetsfordelingen til ineffektivitetsleddet (halvnormal eller trunkert normal), dersom tilfeldig støy er inkludert i modellen (Berger & Humphrey, 1997b). Modellene deles inn i parametriske og ikke-parametriske analyser. Parametrisk analyse er basert på deskriptiv statistikk og inferens. Parametriske modeller gjør ingen antakelser knyttet til distribusjonens sannsynlighetsfordeling. Forskjellen på parametrisk og ikke-parametriske metoder er at en parametrisk modell inneholder et fast sett med parametere basert på kunnskap man har om populasjonsdata og modellspesifikasjonen. I ikke-parametriske modeller kan man øke antall parameter for best mulig å beskrive dataene.

### *Ikke-parametriske front-analyser*

De ikke-parametriske frontanalysene kan inndeles i Data Envelopment Analysis (DEA) og Free Disposal Hull (FDH) (Coelli, 1995). DEA er en lineær programmeringsteknikk utviklet av Charnes et. al(1978). Teknikken danner en front basert på de beslutningsenhetene som har høyere eller likt produksjonsnivå (for gitte innsatsfaktorer) enn alle de andre beslutningsenhetene. DEA-fronten blir konstruert ved en parvis lineær kombinasjon som kobler de best-praktiserende bankene sammen, hvilket gir et konvekst sett med produksjonsmuligheter. Det innebærer at teknikken ikke krever en eksplisitt formulering av det underliggende produksjonsforholdet. FDH er en modifisering av DEA, hvor punkt-estimatene som kobler frontene sammen ikke er med i modellen (Berger & Humphrey, 1997).

En svakhet med de ikke-parametriske frontanalysene er antakelsen om ingen tilfeldig støy (T. J. Coelli, 1995). Dette innebærer at rapporteringsfeil, tilfeldige hendelser og ulike regnskapspraksiser behandles som (in)effektivitet. I tillegg er DEA sensitiv for ekstremiteter i datasettet (Charnes mfl., 1978). For en mer omfattende innføring i DEA og FDH, se Coelli (1995).

## *Parametriske front-analyser*

Det er hovedsakelig tre forskjellige teknikker for parametriske frontanalyse: Stochastic frontier analysis (SFA), Thick Frontier Approach (TFA) og Distribution Free Approach (DFA). SFA ble først introdusert av Meeusen og van den Broeck (1977) og Aigner m. fl. (1977). Ved bruk av SFA spesifiseres en funksjonell form for kostnads-, profitt- eller produksjonsforholdet mellom innsatsfaktorer, produksjon og eksterne økonomiske forhold, samt tilfeldig støy (Berger & Humphrey, 1997). SFA legger til grunn et sammenslått feilledd bestående av ineffektivitet, som antas å ha en asymmetrisk fordeling, og tilfeldig støy, som antas å være standard normalfordelt. Ettersom ineffektivitet ikke kan være negativ vil dette føre til en trunkert fordeling. Videre fordrer SFA en antakelse om fordelingen av ineffektivitetsleddet.

Antakelsen om halvnormal fordeling er relativt ufleksibel og antar at de fleste bedriftene ligger tett opp mot full effektivitet. Greene (1990) peker på tilfeller hvor andre typer fordelinger hadde passet bedre som gamma eller trunkert normalfordeling. Khumbhakar (2015) nevner nylig privatiserte industrier som et eksempel hvor trunkert fordeling kan være mer passende, da det kan ta noen år før konkurranse har disiplinert bedriftene. Samtidig vil modellen kunne bli så fleksibel at det blir utfordrende å skille ineffektivitet fra tilfeldig støy (Berger & Humphrey, 1997b).

Distribution-free approach spesifiserer også en funksjonell form til fronten, men til forskjell fra SFA antas ingen spesifikk distribusjon av ineffektiviteten eller den tilfeldige feilen (T. J. Coelli, 1995). DFA antar at (in)effektiviteten til hver bedrift er relativt stabil over tid, mens tilfeldig støy over tid er normalfordelt. Den estimerte ineffektiviteten til hver enkelt bedrift blir beregnet ut fra forskjellen mellom hver bedrifts gjennomsnittlig residual mot gjennomsnittlig residual til bedriften på fronten. En svakhet med DFA er at endringer i teknologi, regulering, konkurranse, sykluser og andre forhold som eksogent påvirker bedriftens vilkår inngår som avvik fra fronten.

Thick Frontier Approach er en variant av SFA, hvor en konstruerer persentil-rangeringer i stedet for enkeltestimater for hver bedrift. Metoden er nyttig for å gi et inntrykk av effektivitetsfordelingen, men har liten empirisk og økonometrisk verdi utover dette. Følgelig er den lite brukt i litteraturen.

#### 4.1.4 Valg av metode

Parametriske og ikke-parametriske metoder har styrker og svakheter. Den funksjonelle formen som antas ved en parametrisk fremgangsmåte kan være feilspesifisert. McAllister og McManus (1993) viser at dette kan være særlig prekært hvis banker ligger langt fra gjennomsnittlig skala og produktmiks. Ikke-parametriske fremgangsmåter er sårbare for rapporteringsfeil, tilfeldigheter og andre målefeil. Forskjellen blant disse modellene kan føre til at de samme bedriftene blir rangert forskjellig (Berger & Humphrey, 1997b). Begge varianter kunne vært inkludert for en mer grundig effektivitetsanalyse (Bauer *m. fl.* 1998; Ferrier & Lovell, 1990), men det er utenfor rekkeviddene av denne undersøkelsen.

Et systematisk litteratursøk avdekker få, om noen, stokastiske front analyser av det norske bankmarkedet. Analyseperioden strekker seg over 17 år og i den perioden har det norske bankmarkedet vært utsatt for flere konjunkturrelle svingninger (les dot-com krisen, finanskrisen). Dette gjør SFA godt egnet. Videre har andre internasjonale analyser av forholdet mellom bank og konkurranse benyttet seg av en SFA-tilnærming (Casu & Girardone, 2009; Fungáčová, Pessarossi, & Weill, 2013a; Schaeck & Čihák, 2008). Følgelig anvendes SFA i denne analysen.

#### *Teoretisk modell: SFA*

For å illustrere den essensielle ideen bak SFA, anta følgende stokastiske front modell med produksjonsspesifikasjon hentet fra Belotti *m. fl.* (2012) og Khumbhakar *m. fl.* (2015, s262-265):

$$y_i = \alpha + x'_i \beta + \varepsilon_i, \quad i = 2, \dots, N \quad (1)$$

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \quad (2)$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (3)$$

$$u_i \sim \mathcal{F} \quad (4)$$

hvor  $y_i$  representerer logaritmen til produksjon (eller kostnad) til den  $i$ -ende produserende enheten,  $x_i$  er en vektor for innsatsfaktorer og  $\beta$  er en vektor for de estimerte teknologiparameterne. Det sammenslåtte feilleddet  $\varepsilon_i$  er summen av normalfordelt støy,  $v_i$ ,

som representerer måle- og spesifikasjonsfeil, og et ensidig feilledd,  $u_i$ , som representerer ineffektivitet. Merk at det ensidige feilleddet har negativt eller positivt fortegn avhengig av om modellen beregner en kostnads- eller produksjonsfunksjon. En siste antakelse om distribusjonen  $\mathcal{F}$  av feilleddet er nødvendig for å gjøre modellen komplett. Det er særlig to utbredte antakelser om feilleddets distribusjon, halvnormal og trunkert normal. Aigner, Lovell og Schmidt(1977) antok en halvnormal fordeling

$$u_i \sim N^+(0, \sigma_v^2) \quad (5)$$

og Stevenson(1980) antok en trunkert normal fordeling

$$u_i \sim N(\mu, \sigma_v^2) \quad (6)$$

Stokastisk front analyse består hovedsakelig av to sekvensielle trinn. Det første trinnet innebærer en estimering av modellens parametere,  $\hat{\theta}$ , ved å maksimere log-likelihood funksjonen  $\ell(\theta)$ , hvor  $\theta = (\alpha, \beta', \sigma_u^2, \sigma_v^2)'$ . I det neste trinnet blir punkttestimatene til ineffektiviteten hentet fra gjennomsnittet til den avhengige distribusjonen  $f(u_i | \hat{\varepsilon}_i)$ , hvor  $\hat{\varepsilon}_i = y_i - \hat{\alpha} - x_i' \hat{\beta}$ .

Derivasjonen til likelihood-funksjonen er basert på antakelsen om uavhengighet mellom  $u_i$  og  $v_i$ . Ettersom  $\varepsilon_i$  er definert som  $\varepsilon_i = v_i - u_i$ , er tetthetsfunksjonen konvolusjonen til de to komponentenes tetthet:

$$f_\varepsilon(\varepsilon_i) = \int_0^{+\infty} f_u(u_i) f_v(\varepsilon_i + u_i) du_i \quad (7)$$

Merk at dette uttrykket fører til et lukket-form uttrykk for halvnormal og halvnormal trunkert fordeling. At et uttrykk er på lukket form innebærer at den kan løses ved hjelp av et endelig sett med operasjoner. Det følger da at log-likelihood funksjonen for utvalget av  $n$  produktive enheter er

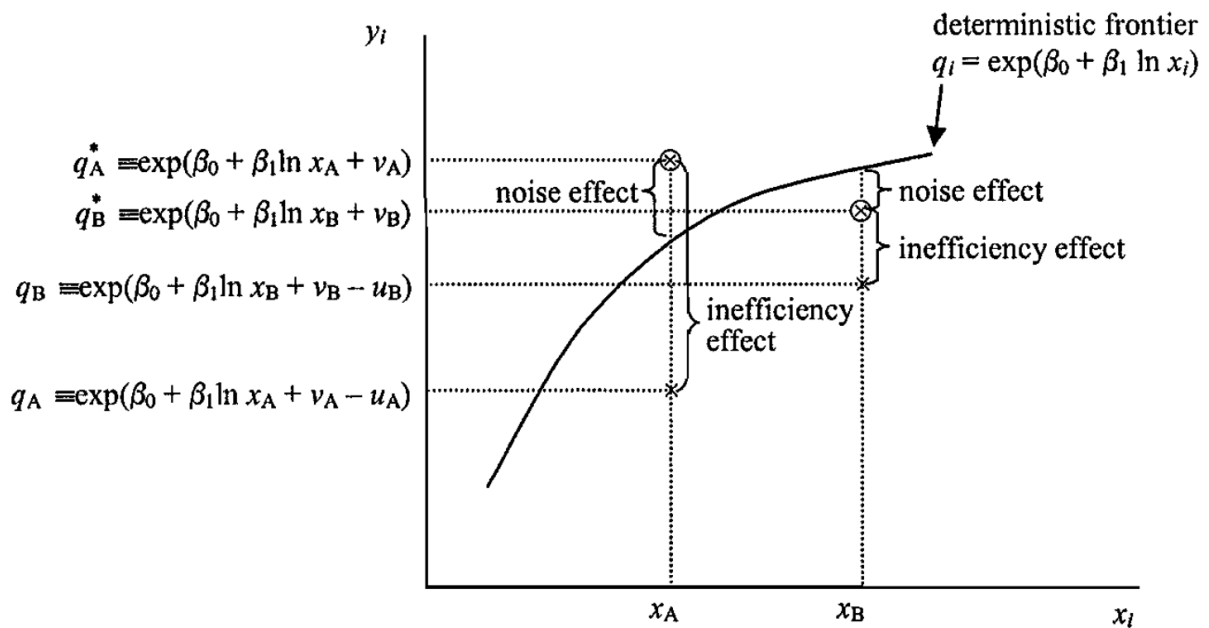
$$\ell(\theta) = \sum_{i=1}^n \log f_\varepsilon(\varepsilon_i | \theta) \quad (8)$$

Det neste trinnet består av å bruke de estimerte modellparameterne til å beregne effektivitetsestimater. Det er da nødvendig å anvende en teknikk for å differensiere ineffektivitet fra støy i residualet,  $\varepsilon_i$ . Den utbredte metoden er basert på Battese og Coelli



(1988) som utnytter den avhengige distribusjonen til  $u$  gitt  $\varepsilon$ . Metoden beregner punktestimater ved å bruke gjennomsnittet  $E(u|\varepsilon)$  av den avhengige distribusjonen. Videre brukes de estimerte punktestimatene fra  $u$  til å estimere hver enhets tekniske(kostnad) effektivitet ved:

$$Eff = \exp(-\hat{u}) \quad (9)$$



Figur 5. Stokastisk front (Coelli, 2005)

$y_i$  representerer reell produksjon og  $x_i$  ressursbruk. Optimal produksjon er gitt ved  $y_i^*$ . Produksjonsenhet A produserer  $y_a < y_a^*$ . Differansen kan dekomponeres i tilfeldige begivenheter utenfor produksjonsenhetens kontroll,  $v_a$ , og produksjonsenhetens ineffektivitet,  $u_a$ :  $y_a^* - y_a = v_a - u_a$ .

Hadde produksjonsenhet A vært fullt effektiv ville den ligget over produksjonsfronten grunnet positiv tilfeldige begivenheter. I likhet med produksjonsenhet A er produksjonsenhet B også ineffektiv, men har vært utsatt for negative tilfeldige begivenheter. Det gir  $v_b < v_a$  og  $u_b < u_a$ , altså at produksjonsenhet B er mer effektiv enn A, men A har vært heldig sammenlignet med B i den observerte perioden.

Ettersom undersøkelsen baserer seg på et rikt paneldatasett kan modellen utvides for å tillate en oppmykning av de tidligere antakelsene. Pitt og Lee (1981) var de første til å utvide modell (1-4) til longitudinell data. De foreslo en halv-normal SF modell

$$y_{it} = \alpha + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T_i \quad (10)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_i \quad (11)$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (12)$$

$$u_i \sim N^+(0, \sigma_v^2) \quad (13)$$

Denne fremgangsmåten gjør det mulig å ta høyde for heterogenitet som eksisterer utenfor områder av hva det er mulig å kontrollere for i en tverrsnittmodell. I tillegg vil informasjon om hver enkelt enhet over tid tillate å skille mellom persistent og tidsvarierende ineffektivitet. En svakhet med modell (10-13) er antakelsen om den tidskonstante naturen til ineffektiviteten. Særlig prekært blir dette i empiriske applikasjoner med lange paneldatasett. Lee og Schmidt (1993) foreslo en alternativ modell hvor  $u_{it}$  er spesifisert som

$$u_{it} = g(t) * u_i \quad (14)$$

hvor  $g(t)$  representerer et sett med tidsvarierende dummyvariabler. Denne spesifikasjonen tillater en temporal utvikling for ineffektivitet, men til gjengjeld må utviklingen være den samme for alle produktive enheter. Undersøkelsen søker å forstå endringer i effektivitet som følge av endrede konkurransevilkår og følgelig vil variasjon av individuell effektivitet være sentralt. Khumbhakar (1990) og Battese og Coelli (1992) utviklet modellen videre for å tillate ML-estimering, hvor  $g(t)$  spesifiseres mer detaljert.

De tidsvarierende modellene introdusert så langt antar at  $\alpha$  er lik for alle produktive enheter. Dette kan lede til en feilspesifikasjon ved tilstedeværelsen av tidskonstante uobserverbare effekter (Greene, 2005). Spørsmålet blir så hvorvidt den faste effekten antas som persistent ineffektivitet eller som individuell heterogenitet som ikke er relatert til selve produksjonsprosessen, men som påvirker produksjonen. Greene påpeker at det er problematisk å anta at det ikke er korrelasjon mellom persistent ineffektivitet og

forklaringsvariablene. Særlig problematisk er antakelsen om en konstant ineffektivitet ved lengre paneldata. Ved antakelse om at  $\alpha_i$  representerer individuell heterogenitet kan modellen spesifiseres som

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (15)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (16)$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (17)$$

$$u_{it} \sim N^+(0, \sigma_v^2) \quad (18)$$

hvor modellen nå skiller mellom tidsvarierende ineffektivitet fra individuell uobservert heterogenitet. Denne modellen omtregnes som SFA «Sann fast effekt estimator».

Estimeringen av denne modellen er komplisert. Når  $\alpha_i$  antas fast for  $i = 1, \dots, N$ , øker antall parametere å estimere med antall enheter i dataen. Neyman og Scott (1948) kalte dette problemet “the incidental parameter problem”. Konsistente estimater kan da ikke garanteres, selv når  $N \rightarrow \infty$  fordi antall  $\alpha_i$  øker med  $N$ . Belotti og Ilardi (2012) finner at denne modellen kun er egnet for  $T \geq 10$  hvilket gjør datasettet vårt godt egnet.

Ettersom vi er interessert i den direkte effekten konkurranse har på effektivitet er det mulig å inkludere konkurranse som en simultan effekt ved estimeringen av kostnadsfronten. Ved denne fremgangsmåten vil kostnadseffektiviteten være en funksjon av de eksogent gitte variablene. Khumbakar og Lovell (2000) peker på at dette reduserer det såkalte utelatte variable problemet (eng.; “omitted variable bias”) og uavhengighetsproblemer knytte til to-steps estimering. Modellen blir da

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + v_{it} + (\delta E_{it} + w_{it}), \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (19)$$

hvor  $w_{it}$  fanger uobserverte effekter og er definert med en halvnormal fordeling med konstant varians.  $E_{it}$  fanger den observerte effekten som forklarer forskjeller i kostnadseffektivitet mellom banker og  $\delta$  er en vektor for paramterne som skal estimeres.

Oppsummert vil vår analyse benytte denne undersøkelsen benytte seg av stokastisk front analyse SFA slik som den er beskrevet hos Greene (2005).

## *Empirisk modell*

### **Valg av variabler**

Det er i litteraturen hovedsakelig to hovedtilnærminger for kategorisering av bankenes rolle: produksjons- og formidlertilnærming. Berger og Humphrey (1997) peker på at produksjonstilnærmingen er mest passende for effektivitetsanalyser på filial-nivå, mens formidlertilnærmingen er mer passende for analyser av hele banker. Produksjonstilnærmingen ser på bankene ut fra tjenestene de tilbyr kundene. Ved denne tilnærmingen tolkes innskudd som en produksjonsvariabel. Formidlertilnærmingen ser derimot på innskudd som en innsatsfaktor. Formidlertilnærmingen ble først introdusert av Sealy og Lindley (1977) og behandler banker som mellommenn som samler inn kapital fra sparere og transformerer kapitalen til profitable prosjekter gjennom lån eller andre eiendeler. Sealy og Lindley (1977) argumenterer for at innbringende eiendeler som utlån og investering utgjør bankens output, mens innskudd, kapital og arbeidskraft blir ansett som input. For denne studiens formål legges formidlertilnærmingen til grunn.

### **Fordeling**

Den vanligste antakelsen om distribusjonen til feilleddet,  $e$ , er normalfordeling for støyleddet,  $v$ , og halvnormal fordeling for ineffektivitetsleddet,  $u$  (Berger & Humphrey, 1997b). Antakelsen om en halvnormal fordeling innebærer at de fleste bankene befinner seg nær full effektivitet, hvor høyere grad av ineffektivitet er økende usannsynlig. Ettersom sparebanknæringen i perioden 1970-1990 bar preg av økte konsolideringer legges det til grunn at de fleste bankene ligger tett opp mot full effektivitet. Denne antakelsen deles av majoriteten av SFA-analyser av banknæringen (Berger mfl., 1993).

### **Funksjonell form**

Parametriske metoder krever en avveining knyttet til funksjonell form for kostnadsfunksjonen. Den transcendentale logaritmiske (translog) kostnadsfunksjonen utviklet av Christensen m.fl. (1973) er den mest brukte kostnadsfunksjonen innen effektivitetsanalyser av banker (Berger & Humphrey, 1997b; McAllister & McManus, 1993). I følge Khumbakar og Lovell (2000) gir denne en bedre tilpasning enn Cobb-Douglas. McAllister og McManus (1993) argumenterer for at en utvidet funksjonell form, Fourier Flexible (FF), gir en bedre approksimasjon for data som ligger langt fra gjennomsnittet, men Berger og Mester (1997) finner at forbedringen er marginal. I tillegg krever en FF-funksjonell form estimering av flere

parametere, hvilket krever flere grader av frihet. Da datasett i oppgaven er relativt lite gjør dette estimeringen vanskeligere. Følgelig anvendes en translog form for effektivitetsberegningene.

### Utleddning av model

En generell versjon av minimumkostnatsfunksjonen kan skrives som

$$TK_i \geq TK^* = f(Y_i, P_i; \beta) \quad i = 1, \dots, N \quad (20)$$

hvor TK er totale kostnader for den individuelle banken,  $i$ ;  $Y_i$  er en vektor for produksjonen til bank  $i$ ; og  $P_i$  er en vektor for innsatsfaktorpriser for  $i$ , og  $\beta$  er en vektor for teknologiparameterne som skal estimeres. En veldefinert kostnadsfunksjon burde tilfredsstillte visse egenskaper, som oppsummert av Coelli m. fl. (2005):

- I. Ikke-negativitet:  $f(Y, P) > 0$  for  $Y > 0$  og  $P > 0$ . Dette innebærer at det ikke er mulig å produsere et positivt antall produkter uten å pådra seg kostnader
- II. Ikke-senkende i produksjon,  $Y$ : Hvis  $Y^0 > Y^1$  må  $f(Y^0, P) > f(Y^1, P)$ . Dette betyr at kostnader ikke kan reduseres når produksjon øker.
- III. Ikke-senkende i innsatsfaktorpriser,  $P$ : Hvis  $P^0 > P^1$  må  $f(Y, P^0) > f(Y, P^1)$ . Dette impliserer at en økning i pris ikke kan føre til en reduksjon i kostnader.
- IV. Homogenitet av første grad i innsatsfaktorpriser,  $P$ :  $f(Y, kP) = kf(Y, P)$  for  $k > 0$ . Dette innebærer at en proporsjonal økning eller reduksjon av alle innsatsfaktorpriser vil skape en proporsjonalt lik endring i totale kostnader.
- V. Konkavitet i innsatsfaktorpriser,  $P$ :  $f(Y, \theta P^1 + (1 - \theta)P^0) > \theta f(Y, P^1) + (1 - \theta) f(Y, P^0)$  for alle  $0 \leq \theta \leq 1$ . Det innebærer at en kostnadsfunksjonen øker med mindre enn proporsjonalt hvis en innsatsfaktorpris øker, fordi bedriften kan substituere innsatsfaktoren med andre innsatsfaktorer.

Denne undersøkelsen vil benytte seg av en tilnærmet lik translog spesifikasjon brukt av Berger og Mester (1997). Modell 1 har tre produksjonsvariabler og tre innsatsfaktorvariabler. Translog spesifikasjonen kan da uttrykkes som:

(21)

$$\ln \frac{TK}{P_3} = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln(Y_i) + \sum_{m=1}^2 \chi_m \ln\left(\frac{P_m}{P_3}\right) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \varphi_{ij} \ln(Y_i) \ln(Y_j) \\ + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^2 \eta_{mn} \ln\left(\frac{P_m}{P_3}\right) \ln\left(\frac{P_n}{P_3}\right) + \sum_{i=1}^3 \sum_{m=1}^2 \tau_{im} \ln(Y_i) \ln\left(\frac{P_m}{P_3}\right) + u_{it} + v_{it}$$

hvor  $\ln TK$  er den naturlige logaritmen til totale – operasjonelle og finansielle – kostnader:  $Y_i$  er en vektor for output og  $P_i$  er en vektor for input priser. Innsatsfaktorvariablene består henholdsvis av totale lån ( $Y_1$ ), andre inntjenende eiendeler ( $Y_2$ ) og annen operasjonell inntekt ( $Y_3$ ). Innsatsfaktorprisene består av prisen på arbeidskraft ( $P_1$ ), prisen på innskudd ( $P_2$ ) og prisen på fysisk kapital ( $P_3$ ). Parameterne som skal estimeres er  $\beta$ ,  $\chi$ ,  $\varphi$ ,  $\eta$  og  $\tau$ . Ineffektivitet,  $u_{it}$ , og tilfeldig støy,  $v_{it}$ , er som definert tidligere i ligningene 17 og 18 i kapittel 3.1.4.

Dualitets-teoremet krever at kostnadsfunksjonen må være lineært homogen i inputpriser og kontinuitet krever at andre ordens parametere må være symmetriske. Dermed vil totale kostnader og inputpriser bli normalisert med den siste inputprisen. I tillegg vil det pålegges symmetriske restriksjoner i form av  $\varphi_{ij} = \varphi_{ji}$  og  $\eta_{mn} = \eta_{nm}$ .

Modell 1 vil utvides til å kontrollere for årlig faste effekter som gir modell 2:

$$\ln \frac{TK}{P_3} = M1 + \theta \mathring{A}_t \quad (22)$$

hvor  $\mathring{A}_t$  er dummyvariabel for årlig effekt og  $\theta$  er koeffisienten som skal estimeres.

Modell 2 vil utvides for å ta høyde for individuell heterogenitet ved å inkludere kontrollvariabler som kan tenkes å ha en innvirkning på strukturen til kostnadsfronten. Kontrollvariablene inkluderer logaritmen av totale eiendeler ( $z_1$ ) og misligholdte lån ( $z_2$ ). Det gir modell 3:

$$\ln \frac{TK}{P_3} = M2 + \gamma_1 \ln(z_1) + \frac{1}{2} \gamma_2 \ln(z_1)^2 + \gamma_3 \ln(z_2) + \gamma_4 \ln(z_2)^2 \quad (23)$$

Coelli (1995) og Khumbakar (2015) peker på at når eksterne faktorer antas å ha en direkte effekt på produksjonen til en bedrift vil dette kunne inkluderes som en eksogent gitt variabel

som har direkte påvirkning på den individuelle ineffektiviteten. Dette omtales som ett-steps modellen. Studiens foretrukne empiriske modell er to-stepsmodellen (se kap 4.3.1), men som et supplement til den videre analysen inkluderes denne modellen. Lerner-indeksen er endogen og følgelig ikke egnet til å inkluderes direkte. Det er derimot konsentrasjonsindeksen, som da gir modell 4:

$$\ln \frac{TK}{P_3} = M3 + \delta HHI \quad (24)$$

Ettersom kostnadsfronten er spesifisert som stokastisk vil et korrekt mål på kostnadseffektivitet være gitt med:

$$CE_{it} = \frac{f(Y_{it}, P_{it}; \beta) \exp(v_{it})}{f(Y_{it}, W_{it}; \beta) \exp(v_{it} + u_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (25)$$

Merk her at kun verdien av det sammenslåtte feilleddet  $\varepsilon_{it}$  kan observeres direkte, ikke  $u_{it}$ . En løsning på dette problemet kan nås ved å bruke fordelingen til ineffektivitetsleddet til estimeringen av feilleddet. For tilfeller hvor halvnormal fordeling er antatt introduserte Battese og Coelli (1988) en passende punkttestimator for kostnadseffektivitet. Denne utnytter den avhengige forventningen til  $\exp(-u_{it})$  gitt feilleddet. Denne er gitt ved:

$$CE_{it} = E[\exp(-u_{it}) | \varepsilon_{it}] = \left[ \frac{1 - \varphi(\sigma_* \frac{\varepsilon_{it} \gamma}{\sigma_*})}{1 - \varphi(-\frac{\varepsilon_{it} \gamma}{\sigma_*})} \right] \exp \left\{ \varepsilon_{it} \gamma + \frac{1}{2} \sigma_* \right\} \quad (26)$$

hvor  $\varphi(\cdot)$  er den standard normal kumulative fordelingsfunksjonen,  $\sigma = \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$ ,  $\sigma_* = \frac{\sigma_v^2 \sigma_u^2}{\sigma^2}$  og  $\gamma = \frac{\sigma_*^2}{\sigma^2}$ . Verdien til  $\gamma$  må ligge mellom null og en.  $\gamma = 1$  en indikerer at avviket fra fronten er knyttet til kostnadsineffektivitet, mens  $\gamma = 0$  indikerer at avviket kan forklares av rent støy. Effektivitetsestimaterne er ikke-biased men inkonsistente ettersom variasjonen assosiert med fordelingen til estimatoren ( $u_i | \varepsilon_i$ ) er uavhengig for  $i$  og forblir ikke-null (S. C. Kumbhakar mfl., 2015). Effektivitetsmålet tar en verdi fra  $[1, \infty)$  hvor en verdi lik en betyr full effektivitet.

I denne studien benyttes maximum likelihood for å oppnå estimater av  $\beta$  og parameterne til de to feilleddskomponentene.

## 4.2 Konkurransemål

### 4.2.1 Generell konkurranseteori

Konkurranse i banknæringen kan deles inn i fire kategorier: Perfekt konkurranse, monopolistisk konkurranse, oligopol og monopol. Som oppsummert i Pindyck & Rubinfeld (2013) presenteres det i korte trekk kjennetegn ved de ulike markedene.

Ved perfekt konkurranse består markedet av et stort antall banker som tilbyr et homogent produkt med hensyn til kostnader og egenskaper, og hvor inngangsbarrierene er lave. Markedsprisen antas å være gitt av markedets etterspørsel, som gjør bankene til pristakere og ikke prissettere.

Et marked med monopolistisk konkurranse har også et høyt antall banker, og det er heller ikke her etablerings- eller utgangsbarrierer. Forskjellen er at det tilbys ulike heterogene, differensierte produkter, som til en viss grad gjør det mulig for bankene å ha monopol innenfor sitt segment.

Oligopolmarked består av et færre antall banker, hvor de ulike bankenes valg av pris og kvantum har påvirkning på hverandre. Ettersom bankene ofte er større og færre, har de kraftigere påvirkning på markedsprisen og det totale tilbudte kvantum. Etablerings- og utgangsbarrierene er forholdsvis høye sett opp mot de foregående markedskategoriene.

Et monopolmarked består av kun én bank. Det er dermed ingen konkurranse og denne banken har full makt over prissettingen i markedet. Banken har også mulighet til å prisdiskriminere ved å ta en høyere pris i markeder med lav priselastisitet. Det er ikke mulig for andre banker å etablere seg i et slikt marked.

### 4.2.2 Konkurransemål

For å undersøke hvorvidt konkurranse i markedet påvirker bankenes effektivitet må konkurransen kunne måles. Undersøkelsen tar i bruk to mål på konkurranse: Herfindahl-Hirschman-indeksen og Lerner indeksen.



Teoriene skiller hovedsakelig mellom strukturelle mål, begrunnet av Structure-Conduct-Performance (SCP)-hypotesen, og ikke-strukturelle mål, basert på “New Empirical Industrial Organization (NEIO)” (Bikker & Spierdijk, 2017). SCP-hypotesen, utviklet av Mason (1939) og Bain (1956), argumenterer for at kjennetegnene ved konkurransen i en industri kan bli utledet fra de strukturelle karakteristikaene. De strukturelle karakteristikaene omhandler hovedsakelig antall firmaer og størrelsen på disse innenfor de ulike markedene. SCP-hypotesen antyder at mer konsentrerte markeder karakteriseres av lavere konkurranse. Herfindahl-Hirschman-indeksen (HHI) er det mest brukte strukturelle målet.

Måling av konkurranse i banknæringen har beveget seg mot hyppigere bruk av de ikke-strukturelle målene. Målene ser direkte på bankers oppførsel i markedet, hvor Bikker & Spierdijk (Bikker & Spierdijk, 2017) omtaler Lerner indeksen som et av de mest utbredte konkurransemålene i litteraturen.

Det er hensiktsmessig å inkludere flere indikatorer for å tolke konkurransen i næringen, særlig på grunn av manglende korrelasjon mellom dem. Blant annet finner Bolt og Humphrey (2012b) gjennom en regresjon av HHI på konkurransemålene Lerner indeks, H-statistikken og CE-målet lagd i oppgaven, at de kun forklarer 1% av endringen i HHI. Forfatterne begrunnet dette med at målene beregner konkurranse på ulike måter.

### *Herfindahl-Hirschmann-indeksen (HHI)*

Konsentrasjonsindekser er ofte nyttige for å forklare konkurranseforholdene i et marked. HHI beregnes ved å summere de kvadrerte markedsandelene til hver enkelt bank i markedet (Cowling & Waterson, 1976):

$$HHI = \sum_{i=1}^n (MS_i)^2$$

hvor MS indikerer bank  $i$  sin markedsandel, med  $n$  banker i markedet. Indeksen varierer mellom 0 og 1, der et monopolistisk marked vil oppnå en verdi på 1. Uten kvadrering av markedsandeler ville konsentrasjonsmålet alltid blitt 1. Kvadreringen fører også til at det legges større vekt på selskaper med høy markedsandel. Dette vil si at et marked bestående av

to selskaper med like høy markedsandel vil oppnå en HHI på 0,5. I markeder bestående av mange like store selskaper vil indeksen holde seg nærmere 0.

Definering av marked er viktig for å beskrive bankenes konkurranseforhold. Shaffer (2004b) trekker frem problemer knyttet til å definere geografiske markeder, for eksempel på lokalt, regionalt eller nasjonalt nivå. Tidligere mål på HHI for de ulike bankene i Norge er hovedsakelig beregnet på bakgrunn av totale lån på landsbasis. Studien benytter informasjon hentet fra Skatteetaten på over 16 millioner individuelle bedriftslån. Landet er delt inn i 46 arbeidsmarkedsregioner basert på en inndeling av Skatteetaten (Singh Bhuller, 2009). Hvert lån tilhører en bank og plasseres i en markedsregion. For å fange konkurranseeffekt fjernes eksisterende lån for hvert år, hvilket gjør at datasettet kun omhandler lån stiftet i det gjeldende året. Den årlige HHI for hver bank beregnes først ved å beregne konsentrasjonen i de ulike markedene

$$HHI_{m,t} = \sum_{i=1}^n \frac{\frac{\text{Totale lån}_{i,m,t}^2}{\text{Totale lån}_{m,t}}}{\text{Totale observasjoner}_{i,m,t}}$$

hvor  $i$  indikerer banken i tidspunkt  $t$ , og  $n$  indikerer antall banker i marked  $m$ . Ligningen kontrollerer for bankenes antall observasjoner i gjeldende marked. Videre beregnes banken sin andel av egne lån plassert i marked  $m$

$$MS_{i,m,t} = \frac{\frac{\text{Totale lån}_{i,m,t}^2}{\text{Totale lån}_{i,t}}}{\text{Totale observasjoner}_{i,m,t}}$$

hvor  $MS$  indikerer bank  $i$  sin andel av egne lån i marked  $m$  på tidspunkt  $t$ . Det kontrolleres for bankens antall observasjoner i markedet. Bankens individuelle konsentrasjonsindeks kan da uttrykkes som

$$HHI_{i,t} = \sum_{m=1}^M MS_{i,m,t} * HHI_{m,t}$$

hvor konsentrasjonen bank  $i$  er utsatt for beregnes som en vektet andel av konsentrasjonen i markedene banken operer i.

For USA er det funnet at en HHI på under 0,1 kjennetegner et marked i tråd med perfekt konkurranse (Cetorelli, 1999). Et marked er “noe konsentrert” om HHI ligger mellom 0,1 og 0,18, og “veldig konsentrert” dersom den ligger over disse verdiene.

Årsaken til at HHI er et utbredt mål for å undersøke konkurranse i banknæringen er blant annet at den er enkel å lage og stiller begrensede krav til data. Samtidig er det utfordringer ved målet, blant annet knyttet til sammenhengen mellom konsentrasjon og konkurranse. Demsetz (1973) og Peltzman (1977) argumenterer for at strukturen i markedet ikke nødvendigvis reflekterer konkurransesituasjonen, men effektivitetsforskjeller mellom bedriftene. Forskjeller i effektivitet fører til at de mest effektive bedriftene kaprer nye markedsandeler og derfor gjør markedet mer konsentrert. Berger (1995) fremhever også at vektleggingen av markedsandeler i HHI ikke tar høyde for hvordan markedsandelene er oppnådd, eksempelvis om det er gjennom lavere kostnader eller konkurransehemmende adferd.

### *Lerner indeks*

Lerner indeksen er en indikator på graden av markedsrett, og er et veletablert mål på konkurranse. Indeksen ser på forholdet mellom en banks profitt og pris (Lerner, 1934):

$$L_{it} = \frac{P_{it} - MC_{it}}{P_{it}}$$

hvor  $P$  er prisen bank  $i$  tar på tid  $t$ , og  $MC$  er tilsvarende bank  $i$  sin marginalkostnad på tidspunkt  $t$ . Dersom en bedrift eller en bank har mulighet til, og holder en pris høyere enn grensekostnad, utnytter den sin markedsrett. I et marked med fullkommen konkurranse og homogene produkter ville ikke dette i teorien vært mulig, ettersom konkurrenter etterhvert ville senket prisen til et punkt hvor den er lik grensekostnaden. Muligheten for vedvarende positive marginer indikerer markedsrett, og kan være et tegn på manglende konkurranse i markedet. En verdi på 0 indikerer derfor perfekt konkurranse, og 1 indikerer et monopolmarked.

Prisen på bankens produksjon beregnes som inntekter dividert på eiendeler. Marginalkostnaden er ikke direkte observerbar, og utledes derfor ved å ta utgangspunkt

bankenes translogfunksjon som opplyst i **ligning 21 i kapittel 3.1.4**, med tre innsatsfaktorer og tre produksjonsfaktorer.

$$\ln \frac{TK}{P_3} = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln(Y_i) + \sum_{m=1}^2 \chi_m \ln\left(\frac{P_m}{P_3}\right) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \varphi_{ij} \ln(Y_i) \ln(Y_j) \\ + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^2 \eta_{mn} \ln\left(\frac{P_m}{P_3}\right) \ln\left(\frac{P_n}{P_3}\right) + \sum_{i=1}^3 \sum_{m=1}^2 \tau_{im} \ln(Y_i) \ln\left(\frac{P_m}{P_3}\right) + u_{it} + v_{it}$$

Derivering av funksjonen med hensyn  $Y_i$  på gir et uttrykk for bankens grensekostnad:

$$MC = \frac{TK_i}{Y_i} \sum_{i=1}^3 (\beta_i + \varphi_{ij} \ln Y_i + \sum_{j=1}^3 \tau_j \ln P_j)$$

Lerner indeksen kritiseres i litteraturen for å snarere være et mål på markedsrett fremfor direkte konkurranse. Økt markedsrett taler for lavere konkurranse, men studiene til blant annet Stiglitz (1987) og Bulow & Klemperer (2002) viser teoretiske muligheter for at mer intens konkurranse kan øke pris-kostnader marginen. Leon (2014) argumenterer for at i slike situasjoner vil forskjeller i skalaeffekter, produktivitet og risiko mellom bankene påvirke tolkningen av konkurransemålet. Estimert kostnad vil være høyere enn reell kostnad for banker med høyere produktivitet, som vil få bankene til å fremstå som mer konkurranseutsatt enn de er (Bolt & Humphrey, 2012).

## 4.3 Forholdet mellom konkurranse og effektivitet

### 4.3.1 Økonometrisk modell

Oppgaven ønsker å undersøke hvorvidt konkurranse påvirker sparebankenes effektivitet. Dette forholdet vil testes ved hjelp av to regresjonsmodeller, uten og med kontrollvariabler:

$$EFF_{i,t} = \beta_0 + Konk_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (27)$$

$$EFF_{i,t} = \beta_0 + Konk_{i,t-1} + \ln Kontrollvar_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (28)$$

---

hvor  $EFF_{i,t}$  er kostnadseffektivitet beregnet ved SFA, modell 3, i periode  $t$ ;  $Konk_{i,t-1}$  er konkurransemål i perioden før og  $\varepsilon_{i,t}$  er feilledet. Regresjonene vil gjennomføres både ved hjelp av minste kvadraters metode (OLS) og kontrollert for bedriftsspesifikk fast effekt (FE). Regresjonene kontrollerer for år ved bruk av dummyvariabler.

Den beregnede kostnadseffektiviteten til bankene benyttes som avhengig variabel. Testene vil utføres individuelt for de to konkurransemålene inkludert i undersøkelsen. I mange situasjoner er det vanskelig å etablere retningen av kausalitet mellom to variabler. Dette er også tilfellet i forholdet mellom konkurranse og effektivitet mellom banker. “Quiet life”-hypotesen argumenterer for at redusert konkurranse føre til redusert effektivitet. På den andre siden tilsier efficient structure-hypotesen at økt effektivitet reduserer konkurranse. Situasjonen er dynamisk og forholdet kan gå begge veier. Clive Granger (1969) argumenterte for at kausalitet i økonomi kunne testes ved å måle evnen en tidsserie har i å predikere en annen tidsserie. Konkurransemålene blir derfor lagget en periode og regresjonen vil vise om konkurransen i perioden før oppstår før endringer i kostnadseffektivitet

I ligning 28 vil ulike kontrollvariabler som antas å ha en påvirkning på bankenes effektivitet inkluderes på logaritmisk form. Bankenes størrelse målt i totale eiendeler inkluderes for å kontrollere for at suksessfulle banker blir i markedet og øker sine markedsandeler. Det kontrolleres også for at sparebanker ved økt konkurranse kan tendere til å bevege seg inn i utradisjonelle bankaktiviteter. Dette kan sees på som økt diversifisering, og blir kontrollert for ved inkludering av variabelen andre inntekter over totale inntekter. For å kontrollere for bankenes risikoprofil inkluderes andelen av tapte lån over totale lån.

## 5. Data

### 5.1 Datakilder

Sparebankenes årlige resultatregnskap og balanser er hentet fra Finans Norge i perioden 1997-2013. Konkurransemålet HHI er beregnet ved hjelp av et unikt datasett fra Skatteetaten som inneholder individuelle bedriftslån for hver enkelt bank. Datasettet strekker seg fra 1997-2013, og inneholder detaljert informasjon om rundt 16 millioner bedriftslån.

Fra og med 2007 rapporterte bankene personalkostnader og administrasjonskostnader samlet under kategorien “sum lønn og generelle administrasjonskostnader”. Etersom oppgaven er avhengig av innsatsfaktorpriser må administrasjonskostnader skilles ut for å få rene personalkostnader. I perioden 2007-2013 er derfor informasjon om administrasjonskostnadene hentet ut manuelt fra årsberetningene for majoriteten av observasjonene.

### 5.2 Behandling av dataene

Datasettet inneholder årene 1996 til 2015, men ettersom dataene fra Skatteetaten kun går fra 1997 til 2013 velger oppgaven å benytte denne perioden.

Observasjoner det ikke var mulig å oppdrive årsrapporter for, og følgelig informasjon om administrasjonskostnader, har vi interpolert med glidende gjennomsnitt av de to foregående og påfølgende årene.

Det er for hver enkelt variabel fjernet øverste 99%- og nederste 1% persentil for å kontrollere for uteliggere. Dette gjaldt totalt 195 observasjoner. Kernel-density tester viser akseptable fordelinger.

Sum andre inntekter, andre eiendeler og varige driftsmidler, inneholder henholdsvis 26, 17 og 65 observasjoner der verdien er 0. Hovedsakelig gjelder dette banker helt i starten av perioden, 1996-1997. Det kommer av at dataene er rundet av til nærmeste million. Bankene har derfor hatt andre inntekter i området 0 til 500 000 kroner. Etter noen år beveger verdiene seg til 1 for

de gjeldene bankene. Det tyder på at det heller er avrundinger enn feilrapportering. Ettersom modellen benytter variabler på logget form er verdier lik null uakseptabelt. Det antas derfor at før avrundning så ligger variabelen midt mellom det mulig utfallsrom. Observasjonene settes derfor til å ha sum andre inntekter på 250 000 kr.

Over analyseperioden har det for datautvalget vært en nedgang i antall sparebanker, fra 144 i 1997, til 98 sparebanker i 2013. Totalt utgjør dette 1895 observasjoner.

## 6. Deskriptiv statistikk

Innledningsvis rapporteres den oppsummerende statistikken for variablene brukt i modellen. Videre vil utviklingen i effektivitetsestimaterne og konkurransemålene presenteres og drøftes.

### 6.1 Oppsummerende statistikk av variabler

Tabell 1. Statistikk for variabler brukt i modellen

Variabel	Obs.	Gjennomsnitt	Std. Av.	Min	Maks
Renteinntekt	1 896	244.662	499.498	10	4285.279
Sum andre inntekter	1 896	32.589	90.078	-15.187	1119.165
Rentekostnader	1 896	145.600	316.190	4	3021.037
Sum driftskostnader	1 896	72.313	143.284	3	1222.989
Personalkostnader	1 896	36.054	72.282	2	633.577
Uspesifiserte tap på lån	1 896	21.883	46.782	0.400	446.800
Totale eiendeler	1 896	4862.886	10646.770	142	98636.200
Totale lån	1 896	4028.496	8393.891	127	74679.730
Andre eiendeler	1 896	62.804	227.743	1	3479.881
Varige driftsmidler eiendeler	1 896	26.041	44.944	0.769	504.514
Total egenkapital	1 896	417.080	790.707	5	8047.209
P1 (Pris på humankapital)	1 896	0.009	0.002	0.004	0.016
P2 (Pris på lån)	1 896	0.0349	0.013	0.013	0.060
P3 (Pris på fysisk kapital)	1 896	1.685	1.742	0.333	15.167
k1 (Andre inntekter/Inntekter)	1 896	0.114	0.072	-0.128	0.886
HHI	1 896	0.123	0.047	0.074	0.816
Lerner indeks	1 896	0.263	0.071	-0.189	0.543

Vi lar tabell 1 stå ukommentert, og overlater til leser selv å studere innholdet.



## 6.2 Utvikling i effektivitet

### 6.2.1 Tolkning av koeffisienter

De fire forskjellige SFA-modellene diskutert i kapittel 3 er brukt til å estimere den stokastiske kostnadseffektivitetsfronten. Alle modellene er estimert ved bruk av maximum likelihood i programmet STATA. Parameterestimatene fra SFA-kostnadsfunksjonen er presentert i tabell 2. Modell 1(M1) inneholder parameterestimerer for den grunnleggende translog funksjonen med halvnormal fordeling. Modell 2 er en utvidelse av modell 1 hvor årlig effekt er kontrollert for. Modell 3 inkorporer kontrollvariablene misligholdte lån og egenkapitaldekning. Modell 4 tillater produksjonsteknologien til å være direkte påvirket av konsentrasjonsindeksen HHI.

I utgangspunktet er de estimerte individuelle koeffisientene fra SFA-modellene ikke direkte tolkbare. Til tross for dette vil fortegnet til signifikante variabler peke på hvilken retning de ulike variablene påvirker effektiviteten. Tabell 2 viser at estimatene for produksjon og innsatsfaktorprisene er positive og høyst signifikante for alle modell-spesifikasjonene. Det tyder på at kostnadsfunksjonen er ikke-synkende i både output og input-priser. Dette er i overensstemmelse med de teoretiske betingelsene for en veldefinert kostnadsfunksjon.

I modell 3 har misligholdt lån negativt fortegn. Det samme gjelder det kvadrerte leddet. Det vil si at banker med høyere andel misligholdte lån også har lavere kostnadseffektivitet og at den negative effekten er økende i misligholdte lån. Egenkapitaldekning er ikke signifikant for verken modell 3 eller modell 4. I modell 4 er HHI inkludert som en eksogent gitt variabel med direkte innflytelse på kostnadseffektivitet. Fortegnet er positivt, hvilket innebærer at økt konsentrasjon øker effektiviteten. Med en  $p$ -verdi på 0.059 er koeffisienten ikke signifikant på et 5%.

Tabell 2. Resultater, stokastisk frontanalyse

Avhengig variabel: ln(TK/P3)	(1)	(2)	(3)	(4)
	M1	M2	M3	M4
lnY1	0.575*** (0.0690)	0.568*** (0.0610)	0.564*** (0.0589)	0.348*** (0.0646)
lnY2	0.191*** (0.0405)	0.151*** (0.0352)	0.130*** (0.0336)	0.236*** (0.0373)
lnY3	0.101*** (0.0246)	0.0842*** (0.0216)	0.0896*** (0.0208)	0.132*** (0.0200)
ln(P1/P3)	0.355*** (0.00406)	0.219*** (0.00825)	0.227*** (0.00802)	0.223*** (0.00783)
Ln(P2/P3)	0.645*** (0.00406)	0.781*** (0.00825)	0.773*** (0.00802)	0.777*** (0.00783)
lnY1 <sup>2</sup>	0.0672*** (0.0124)	0.0563*** (0.0107)	0.0496*** (0.0103)	0.0849*** (0.0110)
lnY1*lnY2	-0.0575*** (0.0143)	-0.0483*** (0.0125)	-0.0378** (0.0119)	-0.0724*** (0.0129)
lnY1*lnY3	-0.0285** (0.00928)	-0.0226** (0.00798)	-0.0241** (0.00769)	-0.0404*** (0.00744)
lnY2*lnY2	0.0325*** (0.00511)	0.0238*** (0.00455)	0.0196*** (0.00439)	0.0271*** (0.00455)
lnY2*lnY3	0.000589 (0.00703)	-0.00125 (0.00600)	-0.000474 (0.00578)	0.0101 (0.00568)
lnY3*lnY3	0.0102*** (0.00173)	0.00778*** (0.00157)	0.00918*** (0.00152)	0.00957*** (0.00145)
0.5ln(P1/P3)* (P1/P3)	0.00257 (0.00147)	0.00503*** (0.00125)	0.00494*** (0.00122)	0.00472*** (0.00119)
0.5ln(P1/P3)* (P2/P3)	0.00257 (0.00147)	0.00503*** (0.00125)	0.00494*** (0.00122)	0.00472*** (0.00119)
0.5ln(P2/P3)*(P2 /P3)	0.00257 (0.00147)	0.00503*** (0.00125)	0.00494*** (0.00122)	0.00472*** (0.00119)
lnP1Q1	-0.000252 (0.00162)	0.00450** (0.00139)	0.00406** (0.00135)	0.00362** (0.00131)
lnP1Y2	0.00315* (0.00153)	-0.000868 (0.00131)	0.000178 (0.00127)	0.00109 (0.00123)

lnP1Y3	0.000384 (0.00103)	0.000145 (0.000892)	0.0000937 (0.000863)	-0.0000770 (0.000828)
lnP2Y1	-0.000252 (0.00162)	0.00450** (0.00139)	0.00406** (0.00135)	0.00362** (0.00131)
lnP2Y2	0.00315* (0.00153)	-0.000868 (0.00131)	0.000178 (0.00127)	0.00109 (0.00123)
lnP2Y3	0.000384 (0.00103)	0.000145 (0.000892)	0.0000937 (0.000863)	-0.0000770 (0.000828)
Ln(toale eiendeler)			-0.0727** (0.0242)	-0.0477* (0.0230)
Ln(toale eiendeler)^2			-0.0126** (0.00427)	-0.00837* (0.00406)
Ln(misligholdte lån)			-0.0625 (0.0631)	-0.0305 (0.0601)
Ln(misligholdte lån)^2			0.0199 (0.0266)	0.0342 (0.0253)
Usigma HHI				2.935 (1.564)
_cons	-6.442*** (0.132)	-6.820*** (0.136)	-6.737*** (0.126)	-7.189*** (0.247)
Vsigma _cons	-6.516*** (0.0912)	-6.802*** (0.0892)	-6.961*** (0.0957)	-7.066*** (0.130)
Bank FE				
Aar FE				
N	1892	1892	1892	1848
R-sq.				
F				
Standard errors in parentheses				
* $p < 0.05$ , ** $p < 0.01$ , *** $p < 0.001$				

## 6.2.2 Robusthetstester

Tabell 3 oppsummerer nøkkelinformasjon utover de estimerte parameterne for de fire kostnadsfrontene. Parameterne som beskriver formen og distribusjonen av (in-) effektivitet er

beskrevet i de to første kolonnene av tabellen. Ineffektivitetsparameteret,  $\mu$ , er signifikant for alle spesifikasjoner.

*Tabell 3. Nøkkelinformasjon utover de estimerte parameterne for de fire kostnadsfrontene*

Modell	$\mu$	$\sigma_u^2$	Log likelihood	LR-test
M1	-7.189***	0.040***	2856.526	919.413***
M2	-6.737***	0.033***	3160.455	937.938***
M3	-6.820***	0.034***	3212.355	965.354***
M4	-6.442***	0.033***	3039.055	765.968***

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Sammenligning av log-likelihood verdien til hver respektiv funksjon er et hyppig brukt kriterium for å vurdere forskjell i statistiske egenskaper mellom likt spesifiserte økonometriske modeller (T. J. Coelli, 1995). Log-likelihood verdien øker fra M1-M4 når flere variabler introduserer. Dette tyder på at inkludering av tids-dummyer og kontroll-variabler for å ta høyde for heterogenitet forbedrer tilpasningen. M4 inkluderer den bank- og tidsspesifikke konsentrasjonsindeksen HHI. Til tross for at koeffisienten for HHI får en z-verdi på 1.88, en p-verdi lik 0.06, konvergerer modellen på et lavere log-likelihood-nivå enn M2 og M3. Tabell 2 avdekker at de øvrige koeffisientene for innsats- og produksjonsfaktorer i M4 er signifikant forskjellig fra M2 og M3, noe som resulterer i en overordnet dårligere tilpasning ved konvergenspunktet.

Den siste kolonnen i tabell 3 viser resultatene av en ensidig log-likelihood ratio (LR) test mot en standard respons funksjon(OLS) mot den fulle SFA modellen (S. C. Kumbhakar mfl., 2015). LR-testen utføres for å teste tilstedeværelsen av ensidig feil i modellen:

$$-2[L(H_0) - (L(H_1))]$$

hvor  $L(H_0)$  og  $L(H_1)$  er log-likelihood verdien til den begrensede modellen (OLS) og den ubegrensede modellen(SFA). Null-hypotesen i denne testen tilsvarer  $\sigma_u^2 = 0$  versus  $\sigma_u^2 > 0$ . Hvis null-hypotesen ikke forkastet betyr det at  $\sigma_u^2$  er null hvilket tilsier at det ikke eksisterer ineffektiviteter i kostnadsfunksjonen. I så fall er OLS å foretrekke (T. J. Coelli, 1995). Hvis

nullhypotesen forkastes tyder det på en systematisk skjevhet i dataene. Tabell 3 viser at nullhypotesen om ingen skjevhet trygt kan forkastes for samtlige modeller spesifikasjoner.

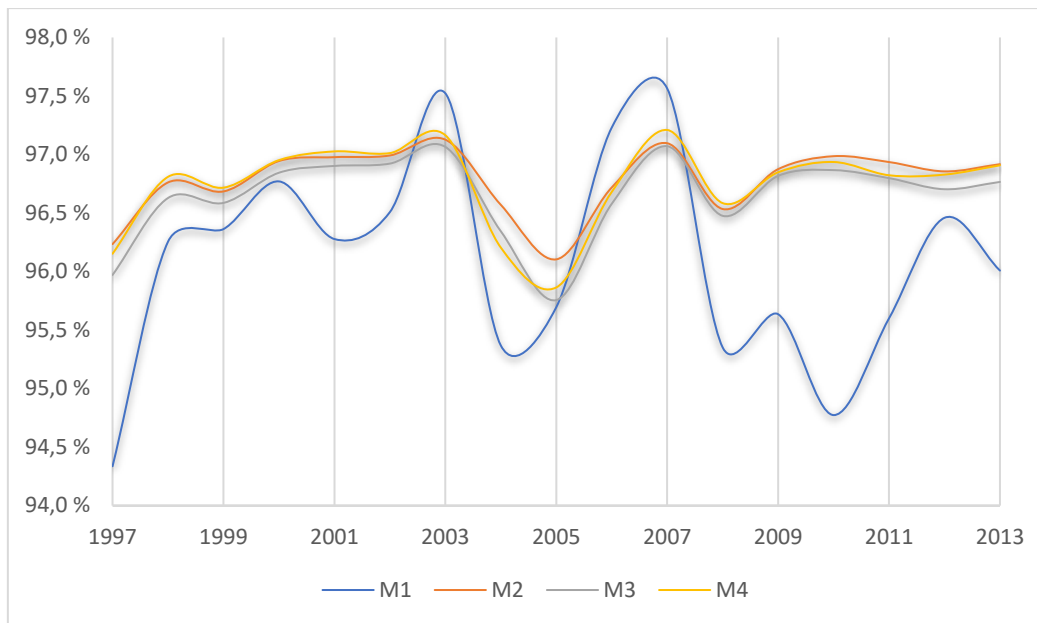
### 6.2.3 Effektivitet: Trend og utvikling

Tabell 4 viser at overordnet gir de respektive modellene svært høye effektivitetsresultater med et gjennomsnitt på 96%. Det innebærer at den gjennomsnittlige banken kunne redusert sine kostnader med 4% hadde den vært tilsvarende effektiviteten som fronten. Forskjellen mellom modellene er marginale, hvilket tilsier at inkluderingen av kontroll og konsentrasjonsindeks ikke har påvirket fordelingen effektivitetsestimaterne stort.

*Tabell 4. Oppsummerende statistikk for gjennomsnitt, standardavvik, samt høyeste og laveste verdi*

Model	Gjennomsnitt	Std. Av.	Min	Max
M1	0.961	0.029	0.738	0.992
M2	0.968	0.025	0.782	0.994
M3	0.967	0.027	0.778	0.994
M4	0.967	0.027	0.785	0.995

Årlig effektivitetsnivå for de fire ulike modellene er plottet i figur 8. Trenden til effektivitetsnivået estimert ved de ulike modellene er stort sett like over tid. Generelt sett tyder utviklingen på at bankene hadde et relativt høyt effektivitetsnivå i perioden 1997-2013. En tydelig nedgang i 2004 viser at effektivitetsnivået ble rammet av nedgangskonjunkturen i 2004. Nedgangen kom etter en lengre periode med tiltakende rentenivå og høy lønnsvekst, se kapittel 2.2. Etterdønningene av finanskrisen fra 2007 gir et også et utsalg for ineffektivitet. Resultatene tyder på at bankene sliter med å tilpasse seg optimalt relativt til fronten i perioder hvor innsatsfaktorforholdene endrer seg hurtig. Overordnet forteller trenden at norske banker har vært stabilt effektive over hele perioden med en beskjeden oppgang fra 1997-2013.



Figur 6. Årlig effektivitetsnivå for modellene

En potensiell interessant sammenligning er hvorvidt de ulike rangeringene til modellene viser tegn til kompatibilitet. Rangeringen av bankene etter kostnadsnivå kan gi viktig informasjon knyttet til sammenhengen mellom konkurranse og bankers kostnadseffektivitet. Hvis de ulike modellen gir vidt forskjellig rangering kan det være problematisk å dra noen generelle slutninger. En måte å teste dette på er Spearmans rang-korrelasjon (SRK). SRK er en ikke-parametrisk test brukt for å måle styrken i assosiasjonen mellom to variabler hvor  $r=1$  innebærer perfekt korrelasjon og  $r=-1$  er perfekt negativ korrelasjon.

Tabell 5. Spearmans rang-korrelasjon (SRK)

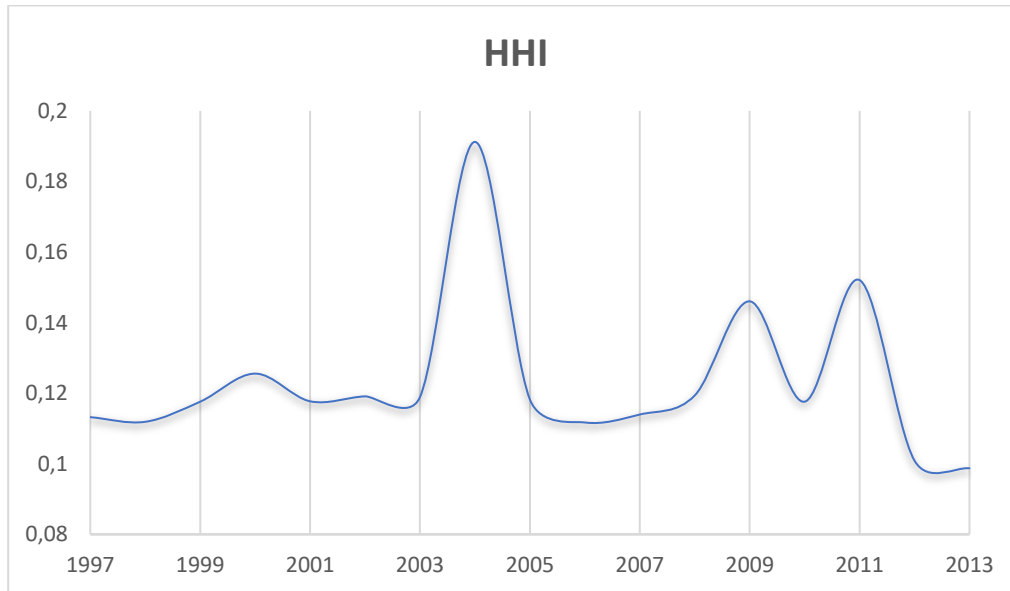
Model	M1	M2	M3	M4
M1	1			
M2	0.835	1		
M3	0.816	0.967	1	
M4	0.814	0.962	0.993	1

Generelt er korrelasjonen med hensyn til effektivitetsnivå svært lik for modell 2 til 4. Det innebærer at modell 2 til 4 i stor grad identifiserer de samme bankene som dårlige og best. Inkluderingen av årlige dummyer ser ut til å påvirke bankenes rangeringer hvilket tyder på at fraværet av denne kontroll-variabelen ville gi skjeve rangeringer. Overordnet finner vi at de foretrukne modellene gir svært like rangeringer.

## 6.3 Utvikling i konkurranse

### 6.3.1 HHI

Utviklingen i gjennomsnittet av konsentrasjonsmålet HHI presenteres i grafen nedenfor:



Figur 7. Gjennomsnittlig utvikling i HHI

HHI har holdt seg jevnt rundt et gjennomsnittlig konsentrasjonsnivå på 0,123<sup>2</sup>. Basert på målene satt av Cetorelli (1999) for USA karakteriseres det norske sparebankmarkedet som noe konsentrert. Konsentrasjonsnivået beregnet i oppgaven er nære det gjennomsnittlige nivået på 0,115 funnet av Nilsen m.fl. (2016) for det norske bankmarkedet i perioden 1995-2015. I en rapport fra konkurransetilsynet beregnet Skjæveland m.fl. (2015) HHI for det norske boliglånsmarkedet årene 2007-2013, og fant denne til å bevege seg i intervallet 0,12-0,13(1200-1300).

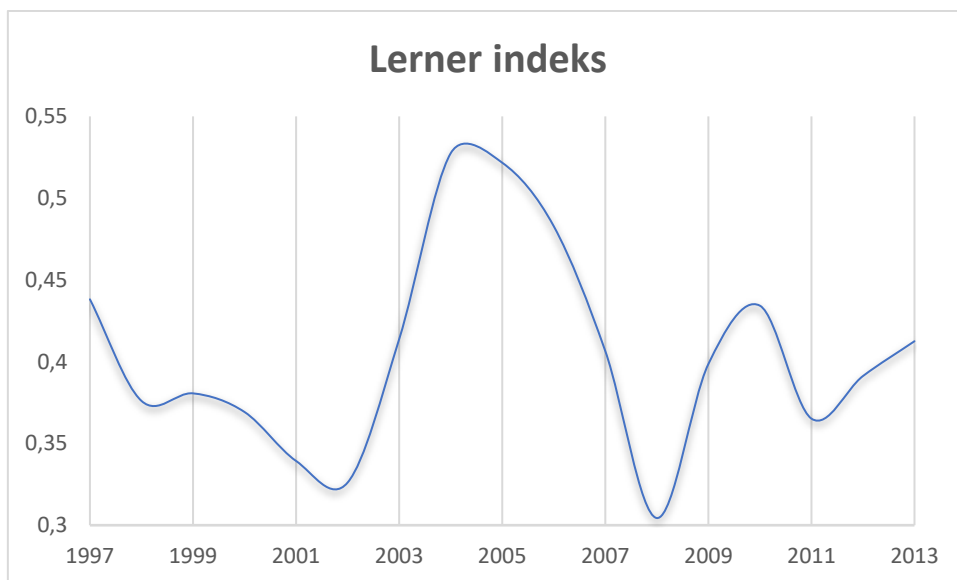
---

<sup>2</sup> Variasjonen innad i konsentrasjonen illustreres i et box plot i appendiks. Variasjonen i HHI er stabil gjennom perioden. Likevel registreres det fire uteliggere i 2009. Robusthetstester med og uten uteliggerne blir følgelig gjennomført.

Grafen viser en særlig økning i konsentrasjon i 2004. Dette året slo DnB og Gjensidige NOR seg sammen. Bevegelsen i HHI-en er likevel noe merkverdig. Dataene viser at bankene gjennomgående opplever en kraftig oppgang dette året etterfulgt av en brå nedgang til tidligere konsentrasjonsnivåer påfølgende år. Nilsen m.fl. (2016) finner at konsentrasjonen øker betydelig i 2004 etterfulgt av en jevn nedgang i påfølgende år. Oppgangen kan komme av målefeil. Som en robusthetstest blir korrelasjonen i neste kapittel også undersøkt ved å fjerne HHI-en i 2004.

### 6.3.2 Lerner indeksen

Figur 10 viser den gjennomsnittlige graden av markedsrett i det norske bankmarkedet, representert ved Lerner indeksen.



Figur 8. Gjennomsnittlig utvikling i Lerner indeksen

Over analyseperioden beregnes den gjennomsnittlige Lerner indeksen til å være 0,39<sup>3</sup>. Bikker og Spierdijk (2017) adresserer vanskeligheten ved tolkningen av det absolute nivået på Lerner indeksen. Det er ingen unik verdi av Lerner som korresponderer med monopolmarked, og det

<sup>3</sup> Konfidensintervallet for konkurransemålet viser at standardavviket for Lerner indeksen er høyere mellom banker enn for bankene individuelt. Differansen mellom øverste og nederste 10% persentil skiller omtrent 0,4. Se appendiks



er heller ikke slik at et marked med Lerner lik null, som er langsiktig likevekt i et marked med fullkommen konkurranse, betyr at dette er et slikt marked. Bikker og Spierdijk (2017) nevner effekter som at banker kan søke å optimere andre faktorer enn kostnads- eller profittmaksimering, som ikke beregnes i modellen. Eksempler på dette kan være luksuriøse kontorer, overflødig antall ansatte eller ineffektivt høye investeringer i teknologi. Bankene vil derfor oppnå høyere grensekostnad, og fremstår med mindre markedsrett enn det som er tilfellet. Dersom det antas at alle banker søker å kostnadseffektivisere, er det likevel ingen unik Lerner som tilsier et monopolmarked, ettersom monopolprisen varierer med elastisiteten på aggregert etterspørsel, som igjen varierer med faktorer som ikke nødvendigvis kontrolleres av den spesifikke bank. Manglende informasjon på nettopp elastisiteten til den aggregerte etterspørselen vanskeliggjør tolkning av markedsrett basert på Lerner indeksen alene, som poengtert i studiet til Boone (2008).

Det vil derfor være mer hensiktsmessig å tolke utviklingen og de individuelle forskjellene i Lerner indeksen. Bankenes markedsrett følger utviklingen i konjunktorene i den norske økonomien, representert ved veksten i BNP for Fastlands-Norge illustrert i figur 2. Norges banks betydelige reduksjoner i styringsrenten desember 2002 til mars 2004 følges av en kraftig økning i bankenes marginer representert ved Lerner indeksen. Konkurransen i sparebankmarkedet øker frem mot 2008 hvor konjunkturutviklingen i både Norge og utlandet var positiv. Marginene opplever så en tilsvarende periode som i 2002 når finanskrisen slår inn. Norges Bank er svært hurtige med å senke styringsrenten, og bankene øker sine marginer i de to påfølgende årene.

### **6.3.3 Oppsummert konkurransesituasjon**

Konsentrasjonen i næringen er stabil gjennom analyseperioden, foruten noen år med kraftige utslag, og viser en noe konsentrert banknæring. Det ikke-strukturelle målet viser på sin side større utslag, og en tydelig sammenheng med utviklingen i økonomien forøvrig. Konjunktorene i Norsk økonomien har gitt seg utslag i endret markedsrett. Målene har gir uttrykk for at konkurransen i næringen har økt når økonomien har befunnet seg i oppgangskonjunkturer og tilsvarende sunket i nedgangskonjunkturer.

## 7. Resultater og analyse

### 7.1 Resultater

Granger-kausaltet er basert på to prinsipper: Det første er at årsak kommer før effekt. For at en variabel skal kunne skape endringer i en annen variabel må den kausale variabelen oppstå før effektvariabelen. Det andre prinsippet er at den kausale variabelen må inneholde informasjon relatert til effektvariabelen som ikke er tilgjengelig andre steder. Granger-kausaltet er en populær teknikk brukt for å eksaminere kausale forhold da det er en pragmatisk og testbar definisjon av kausalitet.

Regresjonene er utført ved OLS og FE. Det benyttes heteroskedastiske robuste standardfeil i både OLS og FE ved å clustre på banknivå. Ved standard OLS gjelder antakelsen om uavhengige observasjoner. Datasettet består av paneldata med lang T og effektivitetsestimatene er relativt persistente. I tillegg vil modellen kunne gi skjeve estimater som et produkt av “omitted variable bias”, da blant annet bedriftsspesifikke effekter vil ligge i feilledet. Utover dette vil OLS gi en blanding av effekter innenfor og mellom ulike banker. Vår foretrukne estimator er således FE-estimatoren.

Tabell 6 presenterer resultatene fra den første regresjonsmodellen uten kontrollvariabler. Den estimerte koeffisienten til HHI er signifikant på 5% nivå for OLS. Ett prosentpoeng økning i HHI vil lede til en 0.032 prosentpoeng reduksjon i kostnadseffektivitet. Det negative fortegnet tyder på at økt konsentrasjon reduserer kostnadseffektivitet. Koeffisienten er ikke signifikant under den foretrukne FE-estimatoren. Det tyder på at HHI ikke oppstår i forkant av endringer i kostnadseffektivitet.

Tabell 6. Regresjon av kostnadseffektivitet på konkurranse

	Avhengig variabel: Kostnadseffektivitet			
	HHI		Lerner indeks	
	(1)	(2)	(5)	(6)
	OLS	FE	OLS	FE
Konk <sub>t-1</sub>	-0.032** (0.016)	-0.027 (0.018)	0.005 (0.013)	0.009 (0.016)
<u>cons</u>	0.973*** (0.003)	0.970*** (0.003)	0.967*** (0.004)	0.966*** (0.005)
N	1714	1714	1754	1754
r <sup>2</sup>	0.019	0.020	0.0149	0.016
Årlige dummyer	Ja	Ja	Ja	Ja
Fast effekt	Nei	Ja	Nei	Ja
Standard errors in parentheses				
* $p < 0.05$ , ** $p < 0.01$ , *** $p < 0.001$				

Koeffisienten til Lerner indeksen er tilnærmet lik null og insignifikant ved både OLS og FE. Det kan tyde på at endringer i Lerner indeksen ikke har en innvirkning på sparebankers kostnadseffektivitet.

Tabell 7 viser resultatene når kontrollvariabler er inkludert i modellen. Ln(Totale Eiendeler) søker å fange opp effekten av ulik størrelse. Ln(Andre inntekter/Totale inntekter) er logaritmen av andel andre inntekter over totale inntekter og anses som et mål på grad av diversifisering (Schaeck & Čihák, 2008). Den siste kontrollvariabelen er misligholdte lån og kan indikere bankenes risikoprofil (Vives, 2016).

Koeffisientene til de laggede konkurransevariablene forblir insignifikante for både Lerner og HHI. Koeffisienten for ln(Totale Eiendeler) er ikke signifikant for de fire ulike regresjonene. Den estimerte koeffisienten for ln(Andre inntekter/Totale inntekter) er positiv og signifikant for alle spesifikasjoner. Det tyder på at økt grad av andre inntektsbringende aktiviteter øker kostnadseffektiviteten. Et prosentpoeng økning i ln(Andre inntekter/Totale inntekter) fører til

0.002 prosentpoeng økning i kostnadseffektivitet. Effekten kan sies å være beskjeden. Resultatene tyder på at konkurranse ikke har en signifikant effekt på effektivitet.

Tabell 7. Regresjon av kostnadseffektivitet

Avhengig variabel: Uavhengig variabel:	Kostnadseffektivitet / M3			
	HHI		Lerner indeks	
	(1)	(2)	(5)	(6)
	OLS	FE	OLS	FE
Konk <sub>t-1</sub>	-0.021 (0.013)	-0.016 (0.014)	0.020 (0.013)	0.027 (0.016)
ln Totale Eiendeler	0.001 (0.001)	0.001 (0.000)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
ln Andre inntekter/ Totale inntekter	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)
ln Risiko	-0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
<u>cons</u>	0.965*** (0.018)	0.969*** (0.012)	0.954*** (0.010)	0.958*** (0.012)
N	1664	1664	1703	1703
r <sup>2</sup>	0.019	0.020	0.0183	0.018
Årlige dummyer	Ja	Ja	Ja	Ja
Fast effekt	Nei	Ja	Nei	Ja

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

## 7.2 Analyse

Andre-steps regresjoner avslører ingen signifikant effekt av HHI på effektivitet. HHI ble testet som en direkte determinant for ineffektivitet i SFA modell 4, ett-steps modellen, med tilsvarende resultater. Den estimerte koeffisienten var positiv, men ikke signifikant.

Noe uventet tilsier funnene at lavere konkurranse, målt ved konsentrasjon og markedsrett, verken inducerer høyere eller lavere ineffektivitet. Resultatene samsvarer ikke med prediksjonene under “quiet life”-hypotesen.

“Quiet life”-hypotesen peker på flere faktorer som leder til at banker i konsentrerte markeder operer ineffektivt. Blant annet vil fraværet av press fra konkurrenter gjøre at monopolrenter kan kompensere for ineffektiviteter. Dette muliggjør både at ineffektive ledere og prosesser kan forbli uendret over tid. Videre vil banken kunne forfølge andre objektiver enn kostnadsminimering. Resultatene tyder på at dette ikke er tilfellet for studiets utvalg.

Resultatene er ikke robuste når bedriftsspesifikke effekter tas høyde for. Overordnet gir resultatene et inntrykk av at variasjoner i konsentrasjonsnivået for norske sparebanker har liten effekt på kostnadseffektivitet. Samtidig har realisert konkurranse, målt gjennom Lerner indeksen, ingen signifikant effekt på kostnadseffektiviteten.

Effektivitetsresultatene avslørte lite variasjon i effektivitet i den undersøkte perioden. Sparebankene holder under perioden et generelt høyt kostnadseffektivitetsnivå og har følgelig begrenset mulighet for forbedring. Dette begrenser effekten variasjon i konkurranse kan ha på bankene.

Kostnadsineffektivitet som følge av økt konsentrasjon støttes av en lang rekke empirisk funn. Berger & Hannan (1998), Schaeck & Čihák (2008) og Casu & Girardone (2009) finner at økt konsentrasjon reduserer kostnadseffektivitet. Bikker og Spierdijk (2012), Pruteanu-Podpiera m.fl. (2008) og Weill m.fl. (2013) finner resultater for at økt markedsrett øker kostnadseffektivitet. Empiriske studier gir ikke inntrykk av et entydig forhold mellom konkurranse og effektivitet. Som nevnt i kapittel 4.1 er det flere dynamikker som kan påvirke den dynamiske effekten av konkurranse i ulike retninger.

## 7.3 Robusthetstester

Effektivitetsestimaterne for hver individuell bank er forholdsvis konsistente. For å ta høyde for dette kan modellen utvides ytterligere. Modellen er inspirert av Granger-kausaltet og kan formuleres som:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{i,t-1} + \alpha_2 y_{i,t-2} + \beta_1 x_{i,t-1} + \beta_2 x_{i,t-2} + \theta_t + u_{it} + \eta_i + v_{it}$$

hvor  $y_{it}$  og  $x_{it}$  alternerende representerer konkurranse eller kostnadseffektivitet.  $\alpha_0$  er skjæringspunktet,  $\alpha_j$  og  $\beta_j$  er parametere som skal estimeres,  $\theta_t$  er en felles tidseffekt,  $\eta_i$  er en individuell bank-spesifikk effekt og  $v_{it}$  er feilleddet.

Granger-kausaltet er basert på to prinsipper: Det første er at årsak kommer før effekt. For at en variabel skal kunne skape endringer i en annen variabel må den kausale variabelen oppstå før effektvariabelen. Det andre prinsippet er at den kausale variabelen må inneholde informasjon relatert til effektvariabelen som ikke er tilgjengelig andre steder. Granger-kausaltet er en populær teknikk brukt for å eksaminere kausale forhold da det er en pragmatisk og testbar definisjon av kausalitet.

Den enkleste estimatoren for det underliggende forholdet vil være en standard OLS-modell. Et umiddelbart empirisk problem ved denne metoden vil være at  $y_{it-1}$  er korrelert med den faste effekten i feilleddet. Dette gir opphav til det Nickell (1981) omtaler som dynamisk panel bias. Et tenkt eksempel kan være oljesjokk på Vestlandet, et eksogent gitt negativt sjokk, som ikke er inkludert i modellen og følgelig fanges opp av feilleddet. Effekten av dette sjokket vil manifestere seg i den bedriftsspesifikke faste effekten for hele perioden og vil dra estimatene nedover. I det etterfølgende året vil både effektvariabelen og den faste effekten være lavere. Denne positive korrelasjonen mellom den avhengige variabelen og den uavhengige variabelen bryter en nødvendig betingelse for konsistent OLS. Resultatet blir oppblåste estimater av den laggede effektvariabelen ved å tilegne den større prediktive egenskaper, egenskaper som egentlig skulle tilfalt bedriftsspesifikk fast effekt.

Mange faktorer kan forbli unike for hver bank over tid samtidig som de har en effekt på konkurranse. Dette kan eksempelvis være ledelsesstil og eierstruktur. Det er hovedsakelig to måter å håndtere dette endogenitetsproblemet på. Det kan håndteres ved å transformere dataen ved å fjerne faste effekter. Det kan også løses ved å instrumentere den laggede variabler som mistenkes å ikke være korrelert med den faste effekten.

Fast-effekt estimator kontrollerer for uobservert heterogenitet ved å transformere modellen til avvik fra gjennomsnittet til hver variabel i regresjonsmodellen. Etersom den faste effekten  $\eta_i = \eta_i$  vil dette leddet fjernes fra modellen:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \alpha_1(y_{i,t-1} - \bar{y}_i) + \alpha_2(y_{i,t-2} - \bar{y}_i) + \beta_1(k_{i,t-1} - \bar{k}_i) + \beta_2(k_{i,t-2} - \bar{k}_i) + (\theta_t - \bar{\theta}) + (\eta_i - \bar{\eta}_i) + (v_{it} - \bar{v}_{it})$$

hvor for alle  $\bar{x}_i$  i  $(y_i; v_i; k_i) = \frac{1}{T-1}(x_{i,2} + \dots + x_{i,T})$

En utfordring med fast-effekt estimatoren er at de laggede avhengige variabelen blir biased (Roodman, 2009). Ettersom  $y_{i,t-1}$  leddet i  $\bar{y}_{i-1}$  er korrelert med  $\frac{1}{T-1}v_{it-1}$  i  $\bar{v}_{it}$  skaper dette nye endogenitetsproblemer. Ettersom fast-effekt estimatoren transformerer likningen til avvik fra gjennomsnittet vil feilleddet ha all realisering av parametrisk støy. Dette kan skape endogenitet i modellen. Et alternativ til fast-effekt estimatoren er første-differanse estimator. Første-differanse estimator konstrueres ved å subtrahere første tids-lag til nåtidsverdien. I likhet med fast-effekt estimatoren antas en persistent fast bankspesifikk effekt. Feilleddet består da av en lagg av nåtidsverdien.

Dette kan igjen skape endogenitet, da feilleddet nødvendigvis er korrelert med den avhengige variabelen. Samtidig ville enhver uavhengig variabel som ikke er eksogent gitt potensielt være endogen da de også kan være korrelert med feilleddet. Men til forskjell fra fast-effekt estimatoren vil lengre lag av den uavhengige variabelen forbli ortogonal til feilleddet og følgelig være en kandidat som instrument (Roodman, 2009).

Estimater av OLS og FE vil følgelig gi et intervall hvor gode estimater av sanne parametere burde ligge i nærheten av. Som Bond (2002) påpeker kan en anvende disse grenseverdiene som en god indikator for å vurdere teoretisk sett overlegne estimatører. Teoretisk sett overlegne estimatører inkluderer Anderson & Hsiao (1982) instrumental variabel estimator og Arellano & Bond (1991) sin dynamisk GMM estimator. Det er dessverre utenfor denne oppgavens rekkevidde å anvende de nevnte metodikkene.

Tabell 8. Granger Kausalitet

Avhengig variabel: Uavhengig variabel:	Kostnadseffektivitet / M3			
	HHI		Lerner indeks	
	(1) OLS	(2) FE	(5) OLS	(6) FE
Eff <sub>t-1</sub>	0.462*** (0.044)	0.388*** (0.047)	0.463*** (0.045)	0.389*** (0.049)
Eff <sub>t-2</sub>	-0.001 (0.035)	-0.036 (0.039)	-0.020 (0.035)	-0.048 (0.042)
Eff <sub>t-3</sub>	0.021 (0.035)	0.004 (0.032)	0.036 (0.036)	0.019 (0.034)
Konk <sub>t-1</sub>	0.004 (0.011)	0.013 (0.015)	0.006 (0.018)	0.007 (0.028)
Konk <sub>t-2</sub>	-0.001 (0.010)	0.011 (0.012)	0.026 (0.019)	0.028 (0.021)
Konk <sub>t-3</sub>	-0.026* (0.015)	-0.017 (0.014)	-0.038*** (0.014)	-0.039*** (0.014)
ln Totale Eiendeler	0.000 (0.001)	-0.039*** (0.008)	0.000 (0.001)	-0.038*** (0.007)
ln Andre inntekter/ Totale inntekter	0.003** (0.001)	0.002 (0.001)	0.002** (0.001)	0.002 (0.001)
ln Risiko	0.001 (0.001)	0.003 (0.002)	0.001 (0.001)	0.003 (0.002)
<u>_cons</u>	0.525*** (0.065)	0.968*** (0.083)	0.519*** (0.063)	0.986*** (0.082)
N	1407	1407	1438	1438
r2	0.238	0.203	0.240	0.204
f	0.401	.5356	0.048	0,054
Årlige dummyer	Ja	Ja	Ja	Ja
Fast effekt	Nei	Ja	Nei	Ja

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$



De estimerte koeffisientene til den laggede kostnadseffektivitetsvariabelen er positiv og signifikant for ett år tilbake i tid. Det viser at kostnadseffektivitet er persistent med foregående år.

Koeffisienten for totale eiendeler er ikke signifikant for OLS. For FE er koeffisienten for totale eiendeler signifikant med negativt fortegn. Det tyder på at større banker er mindre kostnadseffektive. Den estimerte koeffisienten til  $\ln(\text{Andre inntekter}/\text{Totale inntekter})$ , andel av ikke-rentebærende inntekter, er positiv og signifikant ved OLS. Det kan tyde på at banker som diversifiserer er mer kostnadseffektive. Effekten forsvinner når studiens foretrukne estimator anvendes. Misligholdte lån er ikke signifikant for verken FE eller OLS.

Studiens hovedanliggende er den laggede variabelen til Lerner indeksen. Koeffisienten for tredje lag er negativ og signifikant for både OLS og FE, hvilket indikerer at økt markedsmakt fører til redusert kostnadseffektivitet. Samlet f-test for de tre laggede variablene er signifikant på 5% konfidensnivå. Dette betyr at gode estimater av den sanne verdien til den laggede Lerner indeksen på kostnadseffektivitet burde ligge i nærheten av intervallet  $-0.048, 0.054$ . Resultatene tyder på at endringer i Lerner indeksen oppstår før reduksjoner i kostnadseffektivitet.

Resultatet antyder at "Quiet life"-hypotesen kan bekreftes. Dette er i overensstemmelse med Schaeck & Čihák (2008), Berger & Hannan (1998), Delis & Tsionas (2009) og Coccorese & Pellecchia (2010) som finner en negativ sammenheng mellom konkurranse og kostnadseffektivitet. Samtidig står det i kontrast til Koetter m.fl. (2012) og Casu & Girardone (2009). Resultatene kan tyde på at banker reagerer med svakere kostnadsregulering i perioder med økt markedsmakt.

Kolonne (1) og (2) i tabell 8 viser resultatene fra regresjonen med konsentrasjonsindeksen HHI som konkurransemål. Kontrollvariabelen for  $\ln(\text{Totale Eiendeler})$  er negative og signifikante koeffisienter under FE-estimatoren. Koeffisienten for laggede verdier av HHI er ikke signifikant for verken OLS eller FE. Det kan tyde på at endringer i HHI ikke oppstår i forkant av endringer i kostnadseffektivitet.

Resultatene fra regresjonen med Lerner indeksen som mål på konkurranse, tyder på at økning i markedsmakt kommer før reduksjon i kostnadseffektivitet. Dette bekrefter hypotesen om

“quiet life”, som hevder at tiltakende markedsrett gjør banker mindre oppmerksomme på kostnadsreduserende tiltak. Det er kun koeffisienten for den tre års laggede variabelen av Lerner indeksen som påvirker kostnadseffektivitet. I forhold til realistisk konkurransedynamikk fremstår dette resultatet noe merkelig. Resultatene fremstår ikke robuste.

Det er viktig i denne sammenheng å påpeke at denne undersøkelsen kun vurderer endringer i kostnadseffektivitet. Banker har utover kostnadsminimering mulighet til å optimere profitt. Banker kan være villig til å drive kostnadsineffektivitet i perioder hvis dette fører til høyere profitt. Spierdijk & Bikker (2012) og Casu & Girardone (2009) finner at endringer i Lerner indeksen kommer i forkant av en nedgang i profitteffektivitet.

Samtidig svinger markedsrett i takt med konjunktuelle endringer. I 2002-2004, hvor Norge var inne i en nedgangskonjunktur, ser vi en økning i markedsrett målt ved Lerner indeksen. Styringsrenten ble i denne perioden satt ned hvilket muliggjorde høyere marginer. Den relative kostnadseffektiviteten i denne perioden faller. Endringer i innsatsfaktorer er forholdsvis rigide på kort sikt, som antall ansatte og bankfilialer. Ettersom styringsrenten blir satt ned som en respons på lavere etterspørsel er det da vanskelig for banker å justere innsatsfaktorbruken umiddelbart.

## 7.4 Svakheter

Kostnadseffektiviteten ble beregnet med etter å ha Greenes SFA. Estimatorene kontrollerer for konstant bedriftsspesifikk effekt over hele perioden. Det fjerner mye variasjon i dataen. Det er i litteraturen en pågående debatt om den bedriftsspesifikke effekten bør antas som persistent ineffektivitet eller individuell heterogenitet. Bruk av flere SFA-metodikker, som Battese & Coelli (1995) eller Khumbhakar (2000) vil kunne tilføre et bredere og mer robust grunnlag for å vurdere estimatene.

Analysen avdekker noe inkonsistente resultater. Dynamisk panel data kan håndteres ved bruk av Anderson & Hsiao (1982) instrumental variabel fremgang eller Bond & Arellano (1991) dynamisk GMM estimator for mer robuste resultater.

Inkludering av flere konkurransemål, som Panzar & Ross H-statistikk, Boone-indikator (Boone, 2008) eller Rothschild samt Bresnahan (Rothschild, 1942; Bresnahan, 1982) vil kunne tilføre ytterligere informasjon om det underliggende konkurranseforholdet.

## 8. Konklusjon

I denne studien er sentrale funn i litteraturen om forholdet mellom konkurranse og effektivitet i bankmarkedet oppsummert. Undersøkelsen har forsøkt å tilføre ny kunnskap gjennom empirisk analyse av det norske sparebankmarkedet. Økonometrisk analyse tyder på at økt konsentrasjon ikke har en signifikant effekt på kostnadseffektivitet. Dette er noe overraskende, både i henhold til teoretiske prediksjoner og nyere empiriske funn.

John Hicks (1935) utledet en rekke teorier om monopolistisk tilpasning, herunder “quiet life”-hypotesen. Under “quiet-life” vil økt konsentrasjon i markedet lede til ineffektivt. Banker i konsentrerte markeder kan nyte monopolrenter og følgelig bli mindre presset til å drive effektivt. Ineffektive ledere, prosesser og ikke profittmaksimerende objektiver kan kompenseres av høye marginer.

Effektivitetsresultatene avdekker et generelt høyt effektivitetsnivå over hele perioden. Gjennomsnittlig kostnadseffektivitet for perioden lå på rundt 96% av optimal effektivitet. Det gir lite rom for en dynamisk effekt av konkurranse.

Ved bruk av Lerner indeksen som konkurransemål finner vi ingen signifikant sammenheng mellom konkurranse og effektivitet. Resultatet er ikke robust når bankspesifikke effekter kontrolleres for. Fraværet av en statistisk robust effekt tyder på at endringer i konsentrasjon ikke har en signifikant effekt på kostnadseffektivitet.

Samtidig er bankmarkedet komplekst og dynamisk. Sprikende resultater fra empiriske studier bekrefter dette. Schaeck & Čihák (2008) finner at økt konkurranse, målt ved Lerner indeksen, øker effektivitet for det amerikanske bankmarkedet, men reduserer effektiviteten for det europeiske bankmarkedet. Majoriteten av de empiriske studiene som er beskrevet i denne studien finner riktignok liten eller ingen støtte for “quiet life”-hypotesen (Casu & Girardone, 2009; Maudos & Fernández de Guevara, 2007; Pruteanu-Podpiera, Weill, & Schobert, 2007).

Lerner indeksen og HHI er godt etablerte mål på konkurranse i den empiriske banklitteraturen, men har i nyere tid høstet kritikk både fra empiriske studier og teoretisk hold. Bolt og Humphrey (2012) finner svak empirisk korrelasjon mellom ulike strukturelle og ikke-

strukturelle konkurransemål, og basert på empiriske studier utleder Spierdijk & Bikker (2017) at HHI og Lerner indeks ikke samsvarer med reell konkurranse.

Oppsummert finner undersøkelsen ingen tydelig sammenheng mellom konkurranse og effektivitet i den norske sparebanksektoren.

Denne undersøkelsen har fokusert på virkningen konkurranse har på kostnadseffektivitet. Det er viktig å være oppmerksom på at kostnadsminimering kun utgjør én del av bankens totale strategiske handlingsrom. Under profittmaksimerende atferd eksisterer det rasjonale for midlertidig kostnadsineffektivitet. Ett eksempel på dette kan være opprettholdelsen av etableringsbarrierer.

## Litteraturliste

- Aigner, D., Lovell, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21–37. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- Bain, J. S. (1956). *Barriers to New Competition*. Cambridge : Harvard press.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38(3), 387–399. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90053-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(88)90053-X)
- Bauer, P., Berger, A., Ferrier, G., & Humphrey, D. B. (1998). Consistency Conditions for Regulatory Analysis of Financial Institutions: A Comparison of Frontier Efficiency Methods. *Journal of Economics and Business*, 50(2), 85–114. Hentet fra [https://econpapers.repec.org/article/eeejebusi/v\\_3a50\\_3ay\\_3a1998\\_3ai\\_3a2\\_3ap\\_3a85-114.htm](https://econpapers.repec.org/article/eeejebusi/v_3a50_3ay_3a1998_3ai_3a2_3ap_3a85-114.htm)
- Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G., & Atella, V. (2012). Stochastic Frontier Analysis Using Stata. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2145803>
- Benedictow, A. (2005). Norsk økonomi gjennom 20 år. Hentet 14. desember 2017, fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/norsk-okonomi-gjennom-20-aar>
- Berger, A. N. (1995). The Profit-Structure Relationship in Banking--Tests of Market-Power and Efficient- Structure Hypotheses. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 404–431. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/2077876>
- Berger, A. N., & Hannan, T. H. (1989). The Price-Concentration Relationship in Banking. *Source: The Review of Economics and Statistics*, 7137128187(2), 291–299. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/1926975>
- Berger, A. N., & Hannan, T. H. (1998). The Efficiency Cost of Market Power in the Banking Industry: A Test of the ‘Quiet Life’ and Related Hypotheses. *Source: The*

- 
- Review of Economics and Statistics*, 80(3), 454–465. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/2646754>
- Berger, A. N., & Humphrey, D. B. (1997a). Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. *European Journal of Operational Research*, 98, 175–212. Hentet fra [https://ac.els-cdn.com/S0377221796003426/1-s2.0-S0377221796003426-main.pdf?\\_tid=6a775752-d371-11e7-80c1-00000aab0f6b&acdnat=1511787153\\_1b8c8a6f548826cbe982359ffa728929](https://ac.els-cdn.com/S0377221796003426/1-s2.0-S0377221796003426-main.pdf?_tid=6a775752-d371-11e7-80c1-00000aab0f6b&acdnat=1511787153_1b8c8a6f548826cbe982359ffa728929)
- Berger, A. N., & Humphrey, D. B. (1997b). Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. *European Journal of Operational Research*, 98(2), 175–212. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(96\)00342-6](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(96)00342-6)
- Berger, A. N., Hunter, W. C., & Timme, S. G. (1993). The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past, present, and future\*. *Journal of Banking and Finance*, 17, 221–249. Hentet fra [https://s3.amazonaws.com/academia.edu.documents/42654468/The\\_Efficiency\\_of\\_Financial\\_Institutions20160213-2798-ny6w0u.pdf?AWSAccessKeyId=AKIAIWOWYYGZ2Y53UL3A&Expires=1511797044&Signature=Mz%2FFNKNFGRFtF6ygGB489esqDWc%3D&response-content-disposition=inline%3Bfilename%3DThe\\_efficiency\\_of\\_financial\\_institutions.pdf](https://s3.amazonaws.com/academia.edu.documents/42654468/The_Efficiency_of_Financial_Institutions20160213-2798-ny6w0u.pdf?AWSAccessKeyId=AKIAIWOWYYGZ2Y53UL3A&Expires=1511797044&Signature=Mz%2FFNKNFGRFtF6ygGB489esqDWc%3D&response-content-disposition=inline%3Bfilename%3DThe_efficiency_of_financial_institutions.pdf)
- Berger, A. N., & Mester, L. J. (1997). Inside the Black BOX: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions? *Journal of Banking and Finance*, 21. Hentet fra <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1997/199710/199710pap.pdf>
- Bikker, J. A., & Spierdijk, L. (2017). *Handbook of Competition in Banking and Finance*. Edward Elgar. Hentet fra <https://www.bookdepository.com/Handbook-Competition-Banking-Finance-Jacob-Bikker/9781785363290>
- Bolt, W., & Humphrey, D. (2012). *A Frontier Measure of U.S. Banking Competition*.
- Boone, J. (2008). A new way to measure competition. *The economic journal*, 118(531), 1245–1261. Hentet fra <http://pareto.uab.cat/xmg/Docencia/IO-en/IOReadings/MeasureCompetition/Boone.pdf>

- Boot, A. W. A. (2000). Relationship Banking: What Do We Know? *Journal of Financial Intermediation*, 9, 7–25. <https://doi.org/10.1006>
- Boot, A. W. A., & Schmeits, A. (2005). *The Competitive Challenge in Banking* (No. 8). Hentet fra <http://ssrn.com/paper=841285>
- Bulow, J., & Klemperer, P. (2002). Prices and the Winner's Curse. *The RAND Journal of Economics*, 33(1), 1–21. Hentet fra <http://links.jstor.org/sici?sici=0741-6261%28200221%2933%3A1%3C1%3APATWC%3E2.0.CO%3B2-7>
- Casu, B., & Girardone, C. (2009). *Does competition lead to efficiency? The case of EU commercial banks. University of Essex Discussion Paper* (Bd. 44). <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1200362>
- Cetorelli, N. (1999). Competitive Analysis in Banking: Appraisal of the Methodologies. *Economic Perspectives - Federal Reserve Bank of Chicago*, 23(1), 2–15. Hentet fra <https://www.chicagofed.org/publications/economic-perspectives/1999/1qepart1>
- Chan, Y.-S., Greenbaum, S. I., & Thakor, A. V. (1986). Information reusability, competition and bank asset quality. *Journal of Banking and Finance*, 10, 243–253. Hentet fra [https://ac.els-cdn.com/0378426686900087/1-s2.0-0378426686900087-main.pdf?\\_tid=782b96fa-d50c-11e7-a367-00000aacb360&acdnat=1511963699\\_93ec2d3b0ec126286a96b14eff3948a7](https://ac.els-cdn.com/0378426686900087/1-s2.0-0378426686900087-main.pdf?_tid=782b96fa-d50c-11e7-a367-00000aacb360&acdnat=1511963699_93ec2d3b0ec126286a96b14eff3948a7)
- Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2, 429–444. Hentet fra <https://www.utdallas.edu/~ryoung/phdseminar/CCR1978.pdf>
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., Lau, L. J., Denny, M., Diewert, E., Fisher, F., ... Mcfadden, D. (1973). Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *Source: The Review of Economics and Statistics*, 55(1), 28–45. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/1927992>
- Coccorese, P., & Pellicchia, A. (2010). Testing the «Quiet Life» Hypothesis in the Italian Banking Industry. *Economic Notes*, 39(3), 173–202. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0300.2011.00227.x>



- 
- Coelli, T. (1996). *A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program*. Hentet fra <http://www.une.edu.au/econometrics/cepa.htm>
- Coelli, T. (2005). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Springer.
- Coelli, T. J. (1995). RECENT DEVELOPMENTS IN FRONTIER MODELLING AND EFFICIENCY MEASUREMENT. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 39(3). Hentet fra <http://ageconsearch.umn.edu/record/22681>
- Cowling, K., & Waterson, M. (1976). Price-cost margins and market structure. *Economica*, 43(171), 267–274. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/2553125>
- Demsetz, H. (1973). Industry structure, service quality, and competition in banking. *The Journal of Law & Economics*, 16(1), 1–9. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/724822>
- Evertsen, C., Skjæveland, M., & Sørgaard, L. (2016). Kan sarnorske kapitalkrav undergrave stabiliteten? *Magma*, 85–89. Hentet fra <https://www.magma.no/kan-sarnorske-kapitalkrav-undergrave-stabiliteten>
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3), 253–290. Hentet fra [https://www.aae.wisc.edu/aae741/Ref/Farrell 1957.pdf](https://www.aae.wisc.edu/aae741/Ref/Farrell%201957.pdf)
- Ferrier, G., & Lovell, C. (1990). Measuring cost efficiency in banking: Econometric and linear programming evidence. *Journal of Econometrics*, 46(1–2), 229–245. Hentet fra [https://econpapers.repec.org/article/eeeeconom/v\\_3a46\\_3ay\\_3a1990\\_3ai\\_3a1-2\\_3ap\\_3a229-245.htm](https://econpapers.repec.org/article/eeeeconom/v_3a46_3ay_3a1990_3ai_3a1-2_3ap_3a229-245.htm)
- Finansdepartementet. (2014, mai 12). Forskrift og beslutning om systemviktige finansinstitusjoner. Hentet 7. desember 2017, fra <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/Forskrift-og-beslutning-om-systemviktige-finansinstitusjoner/id759115/>
- Finanskriseutvalget. (2011). *Bedre rustet mot finanskriser. Norges offentlige utredninger 2011:1*. Oslo. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/49ec0c14a20a40288332054176b26a1a/no/pd>

fs/nou201120110001000dddpdfs.pdf

- Finansleksikonet. (2017). Finansleksikonet. Hentet 20. desember 2017, fra [http://www.finansleksikon.no/Finansleksikon/I/IRB\\_metode.html](http://www.finansleksikon.no/Finansleksikon/I/IRB_metode.html)
- Finanstilsynet. (2017). Ansvarlig kapital. Hentet 18. desember 2017, fra <https://www.finanstilsynet.no/tema/kapitaldekning/ansvarlig-kapital/>
- Fu, X. (Maggie), Lin, Y. (Rebecca), & Molyneux, P. (2014). Bank competition and financial stability in Asia Pacific. *Journal of Banking & Finance*, 38, 64–77. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.09.012>
- Fungáčová, Z., Pessarossi, P., & Weill, L. (2013). Is bank competition detrimental to efficiency? Evidence from China. *China Economic Review*, 27, 121–134. <https://doi.org/10.1016/J.CHIECO.2013.09.004>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/1912791>
- Greene, W. (2005). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126, 269–303. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.05.003>
- Grimsby, G., Seeberg, A. R., Zhovtobryukh, Y., Jenssen, T. B., & Guldbrandsen, M. U. (2016). *Analyse av Basel I-gulvet for banker og årlig rentegaranti for privat ytelsesbasert pensjon. Menon-publikasjon* (Bd. 2). Hentet fra <https://www.finansnorge.no/contentassets/2c10a3b425a542daacf0c29b7bdaab03/analyse-av-basel-i-gulvet-for-banker-og-arlig-rentegaranti-for-privat-ytelsesbasert-pensjon---rapport-fra-menon.pdf>
- Hannan, T. H. (1991). Bank commercial loan markets and the role of market structure: evidence from surveys of commercial lending. *Journal of Banking and Finance*, 15(1), 133–149. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(91\)90042-K](https://doi.org/10.1016/0378-4266(91)90042-K)
- Hermalin, B. E. (1992). The Effects of Competition on Executive Behavior. *Source: The*

- 
- RAND Journal of Economics Journal of Economics*, 23(3), 350–365. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/2555867>
- Hicks, J. R. (1935). Annual survey of economic theory: The theory of monopoly. *Econometrica*, (3), 1–20. Hentet fra <https://msuweb.montclair.edu/~lebelp/HicksSurvMonEC1935.pdf>
- Hughes, J. P., & Mester, L. J. (2013). *Who said large banks \_\_\_ don't experience scale economies? Evidence from a risk-return-driven cost function*. *Journal of Financial Intermediation*. Hentet fra <https://www.philadelphiafed.org/-/media/research-and-data/publications/working-papers/2013/wp13-13R.pdf>
- Koetter, M., Kolari, J. W., & Spierdijk, L. (2012). Enjoying the Quiet Life under Deregulation? Evidence from Adjusted Lerner Indices for U.S. Banks. *Review of Economics and Statistics*, 94(2), 462–480. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00155](https://doi.org/10.1162/REST_a_00155)
- Kumbhakar, S. C., Wang, H.-J., & Horncastle, A. P. (2015). *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139342070>
- Kumbhakar, S., & Lovell, C. A. K. (2000). *Stochastic frontier analysis*. Cambridge University Press. Hentet fra <https://dl.acm.org/citation.cfm?id=335284>
- Leibenstein, H. (1966). Allocative Efficiency vs. "X-Efficiency"; *The American Economic Review*. American Economic Association. <https://doi.org/10.2307/1823775>
- Leon, F. (2014). Measuring competition in banking: A critical review of methods. Hentet fra <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01015794v2>
- Lerner, A. P. (1934). The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power. *The Review of Economic Studies*, 1(3), 157–175. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/2967480>
- Mason, E. S. (1939). Price and Production Policies of Large-Scale Enterprise. *The American Economic Review*, 29, 61–74. Hentet fra <https://www.jstor.org/stable/pdf/1806955.pdf>

- Maudos, J., & Fernández de Guevara, J. (2007). The cost of market power in the European banking sectors: social welfare loss vs. inefficiency cost. Hentet fra [https://www.uv.es/maudosj/publicaciones/Doc248\\_FUNCAS.pdf](https://www.uv.es/maudosj/publicaciones/Doc248_FUNCAS.pdf)
- McAllister, P. H., & McManus, D. (1993). Resolving the scale efficiency puzzle in banking. *Journal of Banking & Finance*, 17(2–3), 389–405. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(93\)90039-G](https://doi.org/10.1016/0378-4266(93)90039-G)
- Meeusen, W., & van Den Broeck, J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, 18(2), 435. <https://doi.org/10.2307/2525757>
- Mishkin, F. S. (2015). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets* (11th utg.). Pearson Education Limited. Hentet fra [https://www.adlibris.com/no/bok/the-economics-of-money-banking-and-financial-markets-with-myeconlab-global-edition-9781292094304?utm\\_source=kelkoono&utm\\_medium=cpc&utm\\_campaign=kelkooclick&utm\\_term=Mishkin%2C+Frederic+S.+The+Economics+of+Mo](https://www.adlibris.com/no/bok/the-economics-of-money-banking-and-financial-markets-with-myeconlab-global-edition-9781292094304?utm_source=kelkoono&utm_medium=cpc&utm_campaign=kelkooclick&utm_term=Mishkin%2C+Frederic+S.+The+Economics+of+Mo)
- Neyman, J., & Scott, E. L. (1948). Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations CONSISTENT ESTIMATES BASED ON PARTIALLY CONSISTENT OBSERVATIONS\*. *Source: Econometrica*, 16(1), 1–32. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/1914288>
- Nilsen, Ø. A., Sjørgard, L., Heimdal, K. W., & Solberg, K. J. (2016). Competition and the riskiness of banks' loan portfolios. Norwegian School of Economics. Hentet fra <https://www.eba.europa.eu/documents/10180/1431348/Paper+-+Session+2-Oivind+A.+Nilsen+%28Norwegian+School+of+Economics%29.pdf>
- Norges Bank. (2004). *Norske Finansmarkeder - pengepolitikk og finansiell stabilitet*. [https://doi.org/Norges Bank skriftserie nr 34](https://doi.org/Norges%20Bank%20skriftserie%20nr%2034)
- Norges Bank. (2016). *Finansiell stabilitet - sårbarhet og risiko*. Oslo. Hentet fra [http://static.norges-bank.no/contentassets/ab1612d0f7aa45a8976ce687bcf25620/finansiell\\_stabilitet\\_2016.pdf?v=03/09/2017123539&ft=.pdf](http://static.norges-bank.no/contentassets/ab1612d0f7aa45a8976ce687bcf25620/finansiell_stabilitet_2016.pdf?v=03/09/2017123539&ft=.pdf)

- 
- Norges Bank. (2017a). *Det norske finansielle systemet*. Hentet fra [http://static.norges-bank.no/contentassets/b61eb85db69a4a5aaf298f57cea0972b/det-norske-finansielle-systemet\\_2017.pdf?v=08/02/2017130908&ft=.pdf](http://static.norges-bank.no/contentassets/b61eb85db69a4a5aaf298f57cea0972b/det-norske-finansielle-systemet_2017.pdf?v=08/02/2017130908&ft=.pdf)
- Norges Bank. (2017b). Styringsrenten årsgjennomsnitt. Hentet 17. desember 2017, fra <http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk/Styringsrente-arlig/>
- Peltzman, S. (1977). *The gains and losses from industrial concentration*. Hentet fra <http://www.nber.org/papers/w0163.pdf>
- Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (2013). *Microeconomics* (8th utg.). Pearson. Hentet fra [https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/2963526/mod\\_resource/content/1/%288th Edition%29 %28The Pearson Series in Economics%29 Robert Pindyck%2C Daniel Rubinfeld-Microeconomics-Prentice Hall %282012%29.pdf](https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/2963526/mod_resource/content/1/%288th%20Edition%29%20The%20Pearson%20Series%20in%20Economics%29%20Robert%20Pindyck%2C%20Daniel%20Rubinfeld-Microeconomics-Prentice%20Hall%202012%29.pdf)
- Pitt, M. M., & Lee, L.-F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9(1), 43–64. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(81\)90004-3](https://doi.org/10.1016/0304-3878(81)90004-3)
- Posner, R. A. (1975). The Social Costs of Monopoly and Regulation. *Source: The Journal of Political Economy*, 83(4), 807–828. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/1830401>
- Pruteanu-Podpiera, A., Weill, L., & Schobert, F. (2007). Banking Competition and Efficiency: A Micro-Data Analysis on the Czech Banking Industry. Hentet fra [https://www.cerge-ei.cz/pdf/events/papers/070514\\_t.pdf](https://www.cerge-ei.cz/pdf/events/papers/070514_t.pdf)
- Řepková, I., & Stavárek, D. (2013). *RELATIONSHIP BETWEEN COMPETITION AND EFFICIENCY IN THE CZECH BANKING INDUSTRY* (Bd. 303). <https://doi.org/10.11118/actaun201361072701>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal* *Stata*, 9(1), 86–136. Hentet fra <http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0159>
- Schaeck, K., & Čihák, M. (2008). *How does competition affect efficiency and Soundness in banking?* Hentet fra

<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp932.pdf?8eaa301028741bf824b12e8ab5a4a707>

Sealey, C. W., Lindley, J. T., & Lindley, J. T. (1977). Inputs, Outputs, and a Theory of Production and Cost at Depository Financial Institutions. *The Journal of Finance*, 32(4), 1251. <https://doi.org/10.2307/2326527>

Shaffer, S. (2004). Patterns of competition in banking. *Journal of Economics and Business*, 56, 287–313. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2003.10.003>

Singh Bhuller, M. (2009). *Inndeling av Norge i arbeidsmarkedsregioner*. Hentet fra [https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat\\_200924/notat\\_200924.pdf](https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200924/notat_200924.pdf)

Skjaeveland, M., Evertsen, C., Reiso, K. H., & Larsen, S. H. (2015). *Konkurransen i boliglånsmarkedet*. Hentet fra [http://www.konkurransetilsynet.no/globalassets/filer/publikasjoner/rapporter/rapport\\_konkurransen-i-boliglansmarkedet1.pdf](http://www.konkurransetilsynet.no/globalassets/filer/publikasjoner/rapporter/rapport_konkurransen-i-boliglansmarkedet1.pdf)

Sparebankforeningen. (2017). Antall sparebanker 1922 - 2016. Hentet 6. desember 2017, fra <http://www.sparebankforeningen.no/banker-og-stiftelser/antall-sparebanker/>

SSB. (2017). Årlig nasjonalregnskap: 1970- (CSV-filer). Hentet 17. desember 2017, fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/tabeller/nr-tabeller>

Stiglitz, J. E. (1987). Competition and the number of firms in a market: Are duopolies more competitive than atomistic markets? *Source Journal of Political Economy*, 95(5), 1041–1061. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/1833128>

Stiglitz, J. E. (1989). *Handbook of Industrial Organization* (Bd. 1). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-448X\(89\)01016-2](https://doi.org/10.1016/S1573-448X(89)01016-2)

Tan, Y. (2016). *Investigating the performance of Chinese banks: Efficiency and Risk Features*. (Philip Molyneux, Red.). Hentet fra <https://www.bokklubben.no/SamboWeb/produkt.do?produktId=13153459>

Tullock, G. (1967). The Welfare Costs of Tariffs, Monopolies, and Theft. *Western Economic*

*Journal*, 5(3), 224–232. Hentet fra [http://cameroneconomics.com/tullock 1967.pdf](http://cameroneconomics.com/tullock%201967.pdf)

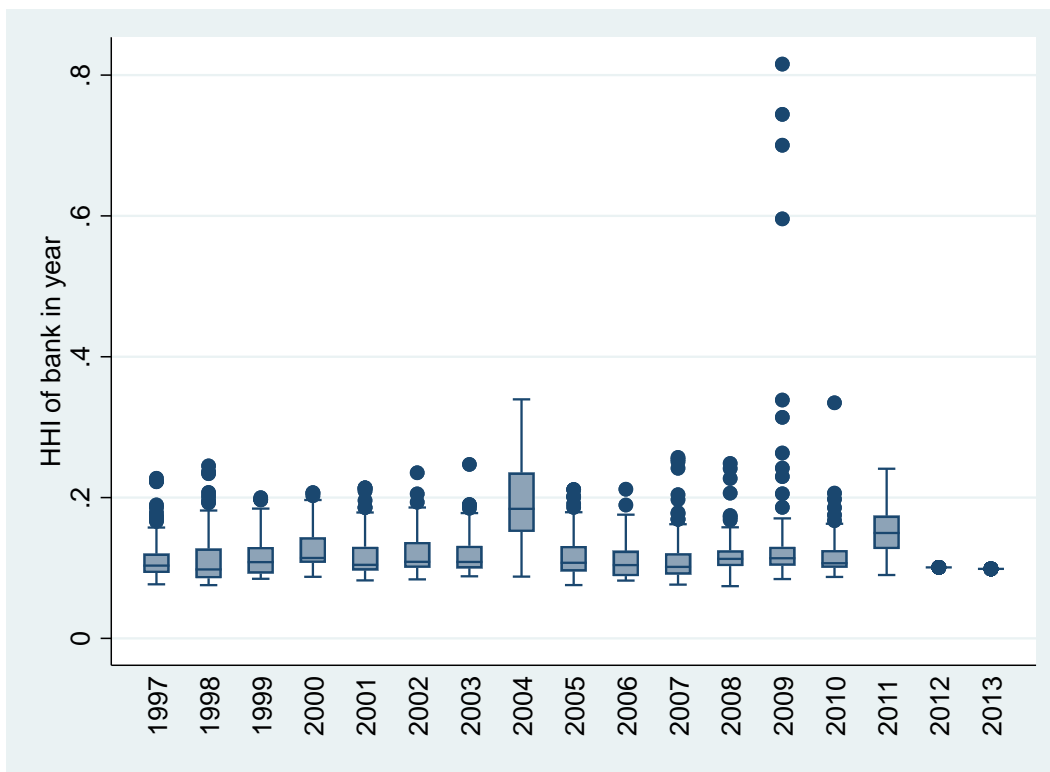
Ulltveit-Moe, K. H., Vale, B., Grindaker, M. H., & Skancke, E. (2013). *Staff Memo - Competitiveness and regulation of Norwegian Banks*. Hentet fra [http://www.norges-bank.no/contentassets/80c32e0b157245f1922aa0e484aba768/staff\\_memo\\_2013\\_18.pdf](http://www.norges-bank.no/contentassets/80c32e0b157245f1922aa0e484aba768/staff_memo_2013_18.pdf)

Vives, X. (2016). *Competition and stability in banking: The role of regulation and competition policy*. Princeton University Press. Hentet fra <https://press.princeton.edu/titles/10741.html>

Weill, L., Pruteanu-Podpiera, A., & Schobert, F. (2008). Banking Competition and Efficiency: A Micro-Data Analysis on the Czech Banking Industry. *Comparative Economic Studies*, 50(2), 253–273. <https://doi.org/10.1057/palgrave.ces.8100248>

# Appendiks

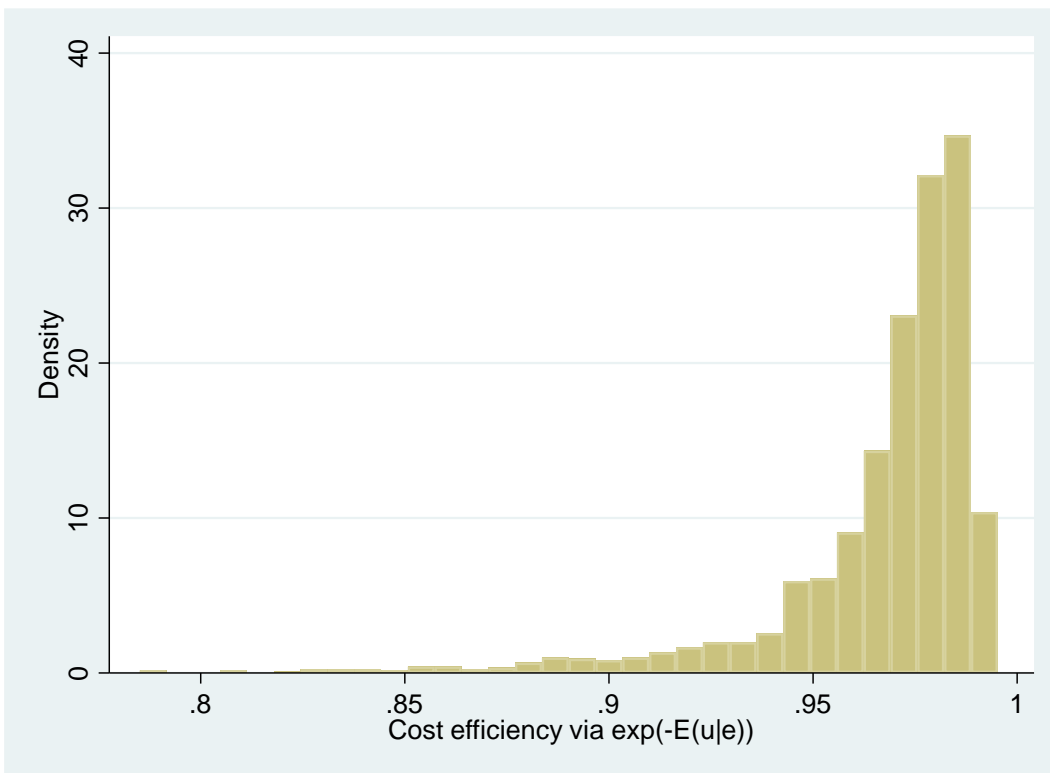
Tabell 9: Box plot – HHI over år



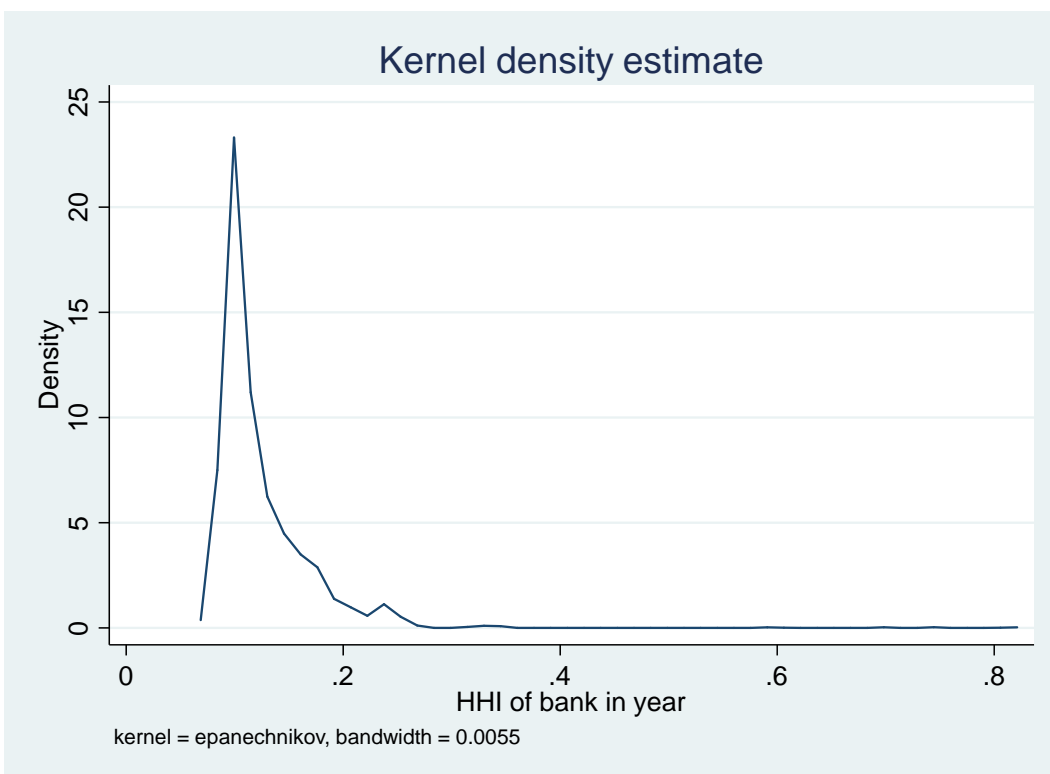


Tabell 10: Box plot Lerner over år

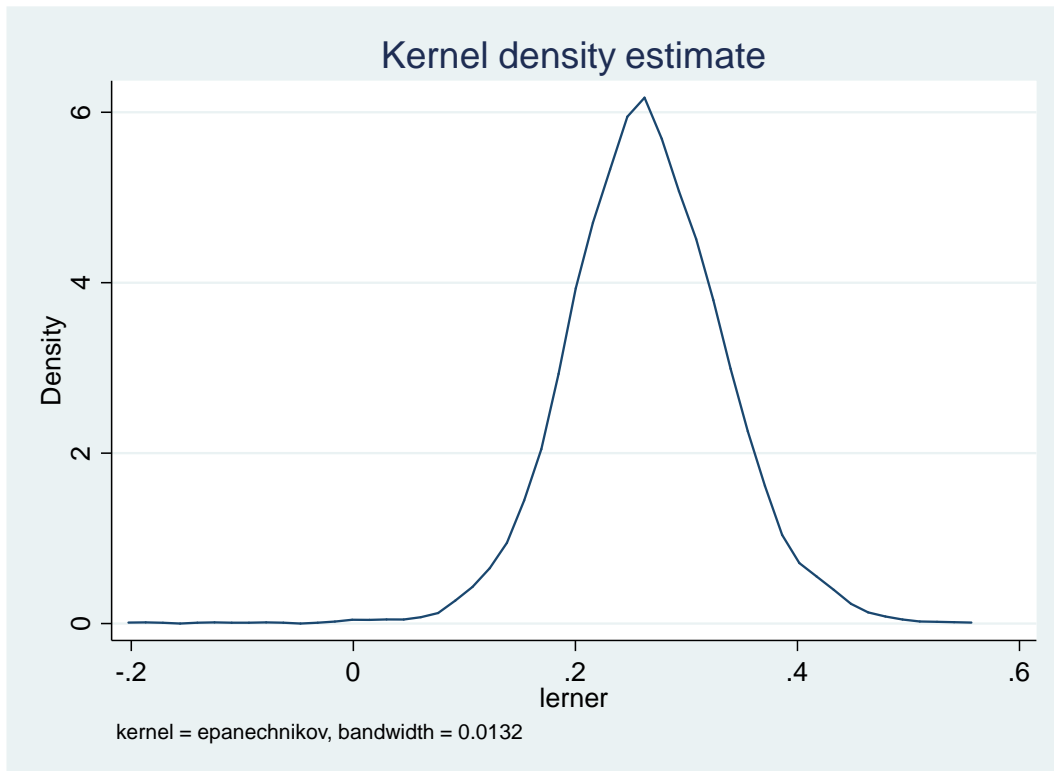




Figur 9: Histogram effektivitetsfordeling

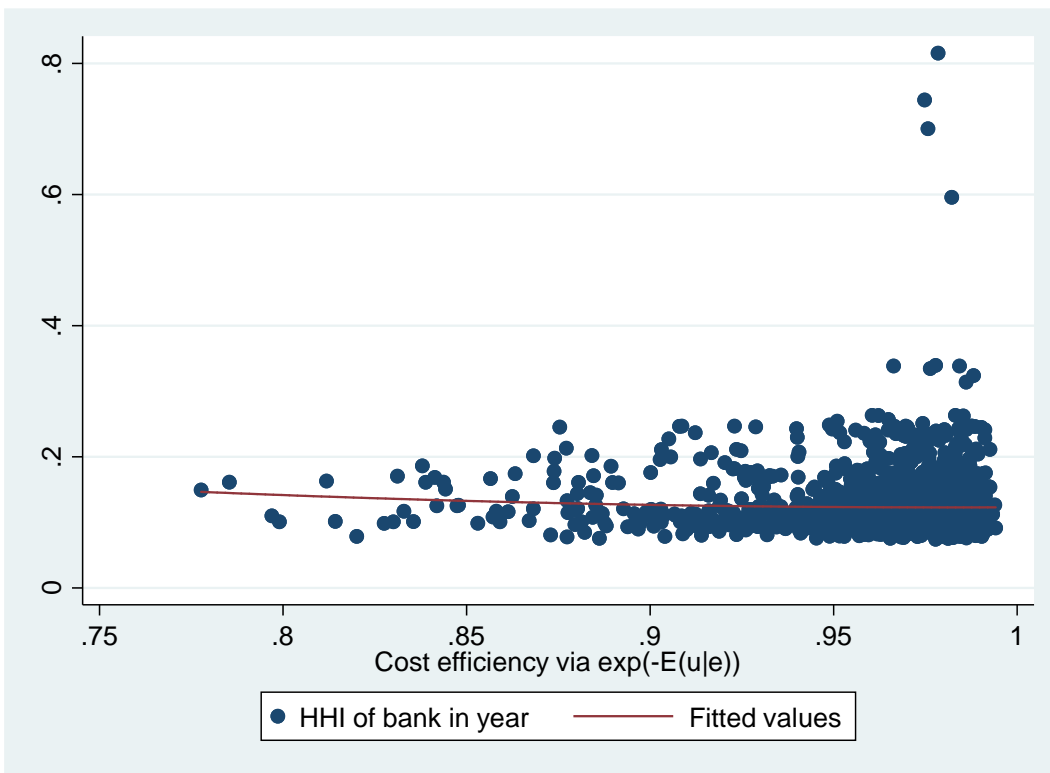


Figur 10: Kernel density HHI over år

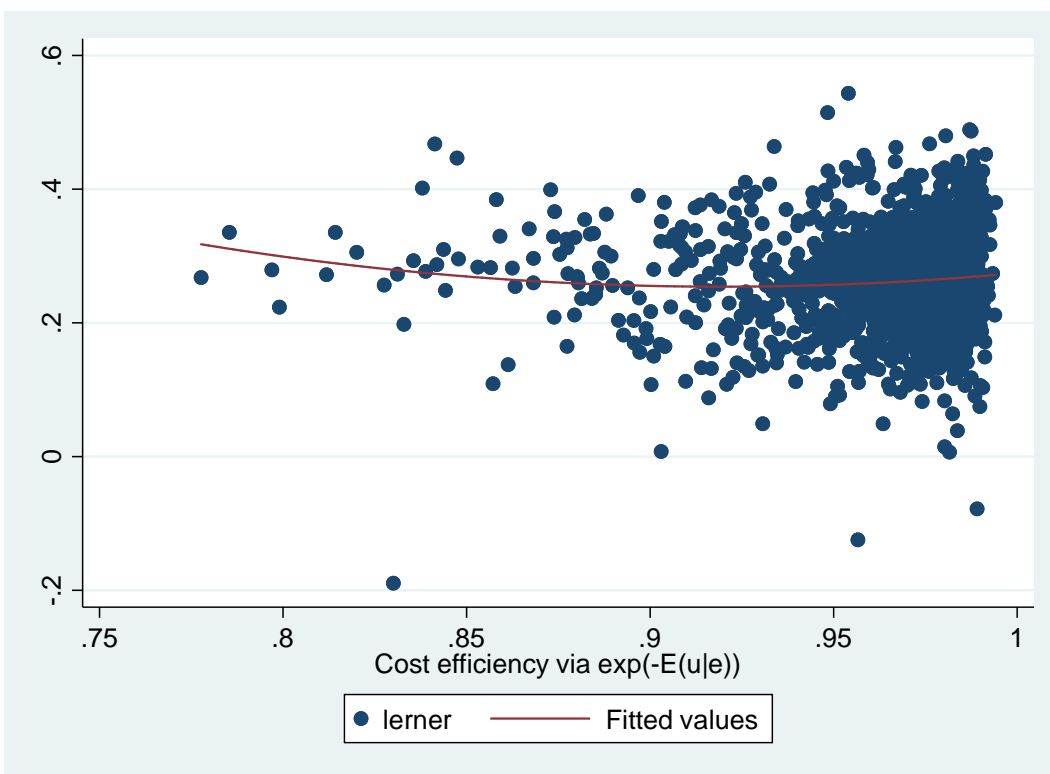


Figur 11: Kernerl density: Lerner

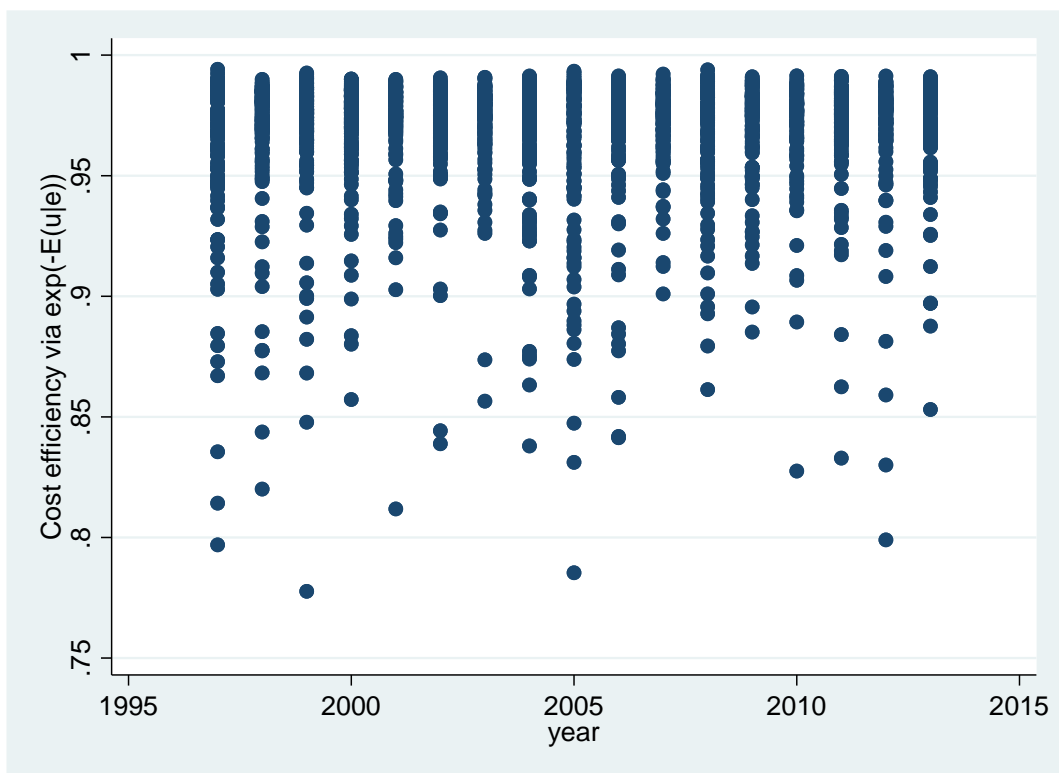
,



Figur 12: Scatter HHI - Kostandseffektivitet



Figur 13 Scatter: Lerner - kostnadseffektivitet



Figur 14: Varians kostnadseffektivitet over år



Forholdet mellom konkurranse og effektivitet har vært et omdiskutert tema de siste tiårene. Betydningen av en effektiv banksektor er av interesse for både økonomer og tilsynsmyndigheter. Denne studien utleder strukturelle og ikke-strukturelle mål på konkurranse for norske sparebanker i perioden 1997-2013 og estimerer deres relative evne til å minimere kostnader.

Konkurranse og effektivitet er nært tilknyttet hverandre i banksektoren. "Quiet life"-hypotesen postulerer at banker med markedsrett nyter monopolrenter og tolererer kostnadsineffektiviteter under slike forhold. Nyere empiriske studier tyder på at økt markedsrett øker kostnadseffektivitet og forkaster følgelig "quiet life"-hypotesen.

Studien er basert på en rekke modell- og regresjonsspesifikasjoner og finner ingen robust sammenheng mellom konkurranse og kostnadseffektivitet. Funnene står i kontrast til teoretiske prediksjoner og nyere empiriske funn om effekten av konkurranse på effektivitet

# SNF



**Samfunns- og næringslivsforskning AS**

Centre for Applied Research at NHH

Helleveien 30  
NO-5045 Bergen  
Norway

P +47 55 95 95 00  
E [snf@snf.no](mailto:snf@snf.no)  
W [snf.no](http://snf.no)

Trykk: Allkopi Bergen