

Magnus Digre Nord
Håvard Bergheim Holvik

Makroøkonomiske problemlånsindikatorer

En empirisk analyse av hvordan
makroøkonomiske forhold påvirker
misligholdsandelen til Lokalbank Alliansen

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Ragnar Torvik
Juni 2024

Magnus Digre Nord
Håvard Bergheim Holvik

Makroøkonomiske problemlånsindikatorer

En empirisk analyse av hvordan makroøkonomiske forhold påvirker misligholdsandelen til Lokalbank Alliansen

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Ragnar Torvik
Juni 2024

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på vår mastergrad ved Institutt for Samfunnsøkonomi hos NTNU. Arbeidet med oppgaven har vært både utfordrende og tidkrevende, men først og fremst interessant. Vi vil takke våre medstudenter for gode år og lunsjpauser som har strukket seg i både det vide og det brede. Dette har vært et lyspunkt i hverdagen.

Oppgaven er skrevet i samarbeid med Lokalbank Alliansen, og vi vil rette en takk til Tarjei Tyssebotn for imøtekommelse og god hjelp underveis. Videre vil vi også rette en stor takk til Ragnar Torvik for engasjerende forelesninger tidligere i studieløpet, og for god veiledning og konstruktive tilbakemeldinger i løpet av skriveprosessen. Dette har uten tvil styrket oppgaven og gjort oss mer trygge på eget arbeid.

Magnus Digre Nord

Håvard Bergheim Holvik

Trondheim, mai 2024

Sammendrag

I Norge sitter et fåtall nasjonale banker på en vesentlig prosentandel av utlånet i bankmarkedet. Samtidig er det et langstrakt land med relativt spredt befolkning og høy forekomst av distriktsnære lokalbanker. For at disse skal holde seg konkurransedyktige og kunderelevante, er det nødvendig med en presis empirisk forståelse av hva som påvirker deres andel misligholdte og særlig tapsutsatte lån.

Denne avhandlingen utforsker sammenhengen mellom problemlånsandelen til bankene i Lokalbank Alliansen og makroøkonomiske variabler på både nasjonalt og regionalt nivå. Med tall fra blant annet de spesifikke medlemsbankene, bruker vi ubalansert paneldata fra 1995 til 2022, og konstruerer to empiriske regresjonsmodeller med enhetsfaste effekter – én for personmarkedet og én for bedriftsmarkedet. Med utgangspunkt i et svært bredt utvalg forklaringsvariabler, gjenstår til slutt to signifikante kjernemodeller kontrollert for tidsforsinkede effekter, og robusthetssjekket med alternative spesifiseringer og tidsfaste effekter. De følger begge en AR(1)-prosess, hvor forrige periodes problemlånsandel er den sterkeste driveren for problemlånene i inneværende periode. Vi finner videre at bankenes egen utlånsvekst har negativ påvirkning på problemlånsandelen i begge markedene, som tyder på at ekspansjonen helst er etterspørselsdrevet fremfor tilbudsdrevet. Dette skiller seg fra tidligere litteratur, som gjerne er sentrert rundt økonomiske kriser og rask utlånsvekst som en forløper til banktap i den forbindelse. Vi finner også en noe overraskende positiv effekt av inflasjonen i personmarkedet, som bryter med de tradisjonelle implikasjonene av Philipskurven. Ellers finner vi forventede positive effekter av styringsrenten og Nibor i hvert sitt marked, og det samme for regional arbeidsledighet i personmarkedet.

Abstract

In Norway, a few nation-wide banks hold a significant percentage of the lending market. It is also a country with a relatively dispersed population and a high prevalence of local savings banks. For these banks to remain competitive and relevant, it is necessary with a precise empirical understanding of what influences their share of problematic loans.

This thesis explores the relationship between the share of problem loans in the banks of Lokalkbank Alliansen and macroeconomic variables at both national and regional levels. From sources such as the specific member banks, we employ unbalanced panel data from 1995 to 2022 to construct two empirical regression models with fixed effects – one for the retail market and one for the corporate market. Starting with a wide range of explanatory variables, we ultimately arrive at two significant core models controlled for lagged effects and robustness checked with alternative specifications and time-fixed effects. Both models follow an AR(1)-process, where the previous period's share of problem loans is the strongest affecter of problem loans this period. Furthermore, we find that the banks' own lending growth has a negative impact on the share of problem loans in both markets, which suggests expansion is mainly demand-driven rather than supply-driven. This contrasts with previous literature, which largely focuses on economic crises and rapid lending growth as a precursor to bank losses in that regard. We also find a somewhat surprising positive effect of inflation in the retail market, which deviates from the traditional implications of the Phillips curve. Other than that, we find expected positive effects of the policy rate and Nibor in each market, and the same for regional unemployment in the retail market.

Innholdsfortegnelse

Introduksjon og problemstilling	1
1 Teori og tidligere empiri	3
1.1 Avhengig variabel	3
1.2 Uavhengige variabler	4
1.2.1 Regionale makrovariabler	4
1.2.1.2 Boligpriser.....	5
1.2.1.3 Leiepris på næringseiendom	6
1.2.1.4 Befolkningsvekst.....	8
1.2.1.5 Konkurser.....	9
1.2.1.6 Investeringer	9
1.2.2 Makrovariabler.....	10
1.2.2.1 Styringsrenten og NIBOR.....	10
1.2.2.2 Lønnsvekst.....	13
1.2.2.3 Innenlandsk lånegjeld.....	14
1.2.2.4 KPI.....	16
1.2.3 Mikrovariabel - Bankenes utlån	17
2 Datamateriale	19
2.1 Datakilder.....	19
2.2 utfordringer ved datasettet	19
2.2.1 Frekvens	19
2.2.2 Begrenset tidsserie	20
2.2.3 Fylkessammenslåing.....	20
2.3 Organisering og tallformat	21
2.4 Deskriptiv statistikk.....	22
2.4.1 Uavhengige variabler.....	22
2.4.2 Avhengige variabler	23
2.4.3 Utvikling i variabler.....	24
2.5 Oppsummering	30
3 Estimeringsstrategi og økonometrisk rammeverk	31
3.1 Økonometrisk metode.....	31
3.1.1 Pooled OLS	31
3.1.2 Dynamiske effekter.....	32
3.1.3 Enhetsfaste effekter	33

3.2 Økonometriske utfordringer.....	33
3.2.1 Utelatte variabler.....	34
3.2.2 Multikollinearitet.....	34
3.2.3 Heteroskedastisitet.....	35
3.2.4 Målefeil.....	36
4 Analyse.....	37
4.1 Personmarkedet.....	37
4.1.1 Ledighet og styring	37
4.1.2 Utgangspunkt for kjernemodell.....	37
4.1.3 Tidsforskyvning	39
4.1.4 Fixed effects	41
4.1.5 Robusthetssjekker	42
4.2 Bedriftsmarkedet	45
4.2.1 Utgangspunkt kjernemodell	45
4.2.2 Utvidelse av modellen.....	46
4.2.3 Tidsforskyvninger	47
4.2.4 Fixed effects	49
4.2.5 Robusthetssjekker	50
5 Drøfting av resultater	52
5.1 Personmarkedet.....	52
5.2 Bedriftsmarkedet	56
6 Konklusjon	59
Referanseliste	60
Appendiks.....	63
Appendiks 1: White-test personmarkedet	63
Appendiks 2: F-test for BP_{idx} , $Befolkningsvekst$ og $invest$	63
Appendiks 3: F-test for $Lønnsvekst$ og $K2vekst$	63
Appendiks 4: F-test for laggede uavhengige variabler PM.....	63
Appendiks 5: Distribuerte lags.....	64
Appendiks 6: Korrelasjonsmatrise mellom $KPIvekst$ og $ledighet$	64
Appendiks 7: White-test bedriftsmarkedet.....	64
Appendiks 8: F-test for laggede uavhengige variabler BM.....	65

Introduksjon og problemstilling

I Norge har vi to typer banker; sparebanker og forretningsbanker, der sparebankene er selveide institusjoner, uten eksterne eiere. Tilknyttet utlånsvirksomheten har de blant annet et prinsipp om at distriktets egne sparemidler skal komme distriktets næringsliv til gode (Marker Sparebank, 2024). På denne måten spiller sparebankene en viktig rolle i sine lokalsamfunn, men selv om de har en særegen lokal forankring, blir de også påvirket av både regionale, nasjonale og til dels internasjonale forhold.

De første sparebankene skulle tilby befolkningen et trygt sparealternativ, men i dag tilbyr sparebankene alle bankbehov befolkningen har. Blant tjenestene er utlån til både næringsliv og privatpersoner, der nesten halvparten av norske småbedrifter har lokal- eller regionalbanken som sin långiver (Marker Sparebank, 2024). **Lokalbank Alliansen (LB)** består av 10 slike lokale sparebanker¹. Disse sparebankene er spredd mellom Drangedal i sør og Harstad i nord, med en særlig tetthet av banker lokalisert rundt Trøndelag. Bankene har samlet forvaltningskapital på omtrent 80 mrd. kroner og egenkapital på 8 mrd. kroner. Det er totalt ca. 400 ansatte, fordelt på 40 kontorer, der disse kontorene betjener 140 000 kunder. Av disse tallene kommer det frem at LB er en betydelig aktør på markedet, med et bredt spekter av kunder både fra distrikt og by. Askim og Spydeberg er den største banken med 15.8 mrd. i forvaltningskapital, mens gjennomsnittet på tvers av bankene er 8.2 mrd. Privatmarkedet er alliansens største marked, med 79.7 prosent av utlånet, mens resterende er bundet i bedriftsmarkedet.

For å kunne være en velfungerende og troverdig økonomisk hjørnestein og lokal støttespiller, er det viktig å unngå for stor forekomst av misligholdte lån og tap. Det krever blant annet oppdatert markedsinnsikt og konjunkturinformasjon, samt en empirisk forståelse av hvilke ytre faktorer som fører til at lån blir misligholdt og tapsutsatt (problemlån). Denne oppgaven er skrevet i samråd med Lokalbank Alliansen, med formål om å undersøke nettopp dette.

Problemstilling: Hva er den empiriske sammenhengen mellom (regionale og nasjonale) makrovariabler og misligholdte og særlig tapsutsatte lån for sparebankene som utgjør alliansen – både på person- og bedriftsmarkedet?

Oppdraget vårt fra LB er altså å undersøke om det eksisterer en sammenheng mellom ulike makrovariabler og problemlån hos Alliansens banker. At lån blir definert som misligholdt eller særlig tapsutsatt er naturligvis noe LB (og andre banker for øvrig) ønsker å unngå. For den enkelte bank kan dette bety at kunden ikke vil innfri sine kredittforpliktelser, og at banken kan måtte

¹ Sparebank 68° Nord, Aasen Sparebank, Selbu Sparebank, Nidaros Sparebank, Ørland Sparebank, Stadsbygd Sparebank, Tolga-Os Sparebank, Sparebank DIN, Askim og Spydeberg Sparebank og Drangedal Sparebank.

forvente å motta ufullstendig tilbakebetaling og tape penger. Som en betydelig, men samtidig relativt liten markedsaktør, er det derfor svært verdifullt for LB med en konkret forståelse av hvordan problemlånsandelen i akkurat deres banker responderer på bevegelsene i den aggregerte økonomien. Ved å identifisere de avgjørende påvirkningsfaktorene og sette effektene i kontekst med teori og tidligere empiri, er målet med vår oppgave å bidra med slik innsikt. Med modeller som kan varsle omfanget av problemlånsandelen, kan LB forhåpentligvis verne seg bedre mot dette i fremtiden.

Ettersom LBs banker er spredd over store deler av landet, vil det være en mulighet for at variasjoner i makrostørrelsene mellom regioner gir ulik påvirkning på misligholdandelen. Derfor er det meget interessant å undersøke sammenhenger med regionale makrovariabler som kan prege misligholdene, kombinert med noen nasjonale størrelser som vil være like for alle bankene.

Opgaven er ikke direkte basert på tidligere publikasjoner på feltet, men er bygget rundt ønsket til Lokalbanc, med inspirasjon og støtte fra lignende arbeid. Vi har ikke funnet tidligere analyser som har løst problemstillingen nøyaktig slik vi har gjort, men det er flere studier som også ser på sammenhengen mellom makrovariabler og problemlån. Blant de som har vært mest sentrale for oss er Berge og Boye (2007) og Climent-Serrano og Pavia (2014). Førstnevnte får flere signifikante resultater for det norske markedet, men har en strengere metodisk tilnærming enn vår oppgave. Der Berge og Boye konsentrerer seg om et visst utvalg forklaringsvariabler for hvert marked, er vår metode tuftet på et bredere utgangspunkt med mål om å bygge en så forklarginskraftig og signifikant kjernemodell som mulig. Climent-Serrano og Pavia sin artikkel har et bredere rammeverk, men skiller seg fra oss først og fremst ved at de ser på det spanske markedet og banksystemet.

Til tross for ulikhetene, er forskningsspørsmålet svært likt, så artiklene har bydd på innsikt og støtte rundt for eksempel forståelse av dynamikk, valg av variabler og vurdering av mekanismer. Viktigst er likevel formålsforskjellen, der vi forsøker å formulere modeller spesifikt basert på Lokalbancs medlemsbanker, med intensjon om å styrke bankvirksomhetens tilpasning mot mislighold og tap.

Opgaven inneholder 6 kapitler organisert som følger; kapittel 1 vil gi en innføring i de ulike variablene. Det vil bli presentert økonomisk teori, tidligere empiri og forventet effekt av de ulike forklaringsvariablene, samt årsaker til variablenes relevans. Kapittel 2 vil gjennomgå oppgavens datamateriale, der vi vil se på utfordringer ved datasettet og deskriptiv statistikk. Kapittel 3 vil redegjøre for det økonometriske rammeverket og estimeringsstrategi. Videre vil kapittel 4 inneholde selve analysen og fremgangsmåten vår. Kapittel 5 vil drøfte analysens resultater i lys av tidligere forskning og økonomisk teori, og redegjøre for om effektene av utgangspunktets variabler er som forventet. Til slutt vil kapittel 6 komme med konklusjonen.

1 Teori og tidligere empiri

Dette kapittelet tar for seg de forskjellige variablene som inngår i analysen. I og med at utvelgelsen av dem er basert på flere faktorer² og at lite tidligere forskning på området har hatt lignende fokus som vår oppgave, tar dette kapittelet en noe utradisjonell form. Vi redegjør grundig for hver variabel med definisjon og operasjonalisering, forankrer dem i økonomisk teori og knytter dem opp mot tidligere empiri. Dermed vil det refereres fortløpende til relevante teoretiske mekanismer og litteratur for den enkelte variabel.

1.1 Avhengig variabel

Den avhengige variabelen vi forsøker å forklare er i analysen kalt *mis*, og er summen av misligholdte og særlig tapsutsatte lån. Et lån beskrives i hovedsak som misligholdt ved forsinket rente- eller avdragsbetaling på mer enn 90 dager, hvor den spesifikke definisjonen implementert fra og med 2021 er som følger:

Kunden har et overtrekk som overstiger en relativ- og absolutt grense i mer enn 90 sammenhengende dager. For både PM- og BM-kunder er den relative grensen lik 1 % av kundens samlede eksponeringer.

- For PM-kunder er den absolutte grense lik kr 1.000
- For BM-kunder er den absolutte grense lik kr 2.000
- Det er vurdert som sannsynlig at kunden ikke vil kunne innfri sine kredittforpliktelser overfor banken (unlikely to pay – UTP).
- Kunden er smittet av en annen kunde som er i mislighold i henhold til de to første kriterier nevnt over

(68° Nord, 2023, s. 8)

Særlig tapsutsatte lån er lån som ennå ikke er misligholdt, men som banken antar de vil tape penger på. «PM» og «BM» står for henholdsvis person-/privatmarkedet og bedriftsmarkedet, og er de samme forkortelsene som brukes bak variablene for å spesifisere marked i vår analyse også.

Summen av misligholdte og særlig tapsutsatte lån kalles også «problemlån», og offentliggjøres med dagens praksis i bankenes årsrapporter. Der omtales de som nedskrivninger i såkalte Steg 3. Dette tallet er det vi bruker i vårt datasett, da som en prosentandel av bankens totale utlån i det aktuelle markedet. «Nedskrivninger i steg 3 beregnes som forskjellen mellom lånets bokførte verdi og nåverdien av diskontert forventet kontantstrøm basert på effektiv rente» (Aasen Sparebank, 2022). Dette sammenfaller fint med definisjonene for den type lån vi ønsker å undersøke, og fungerer dermed ypperlig som venstresidevariabel i vår analyse. Herifra vil dermed betegnelsene *mislighold*, *misligholdsandel*, *problemlån* og *problemlånsandel* brukes om hverandre og referere til det samme tallet. Bankenes faktiske tap er en god del vanskeligere å tallfeste konkret, samt rapportere fortløpende,

² Tidligere empiri, størrelser som inngår i klassisk makroøkonomisk teori, og ønsker/forslag fra Lokalbank

og er derfor ingen eksplisitt del av denne analysen. I den grad vi likevel omtaler det i oppgaven, brukes det noenlunde synonymt med de nevnte begrepene, da vi antar tap er en nær konsekvens av problemlån.

1.2 Uavhengige variabler

I forsøket på å avdekke varslende sammenhenger for mislighold og tap, foreslår vi et utvalg potensielt forklarende variabler som utgangspunkt for analysen. De aktuelle variablene er: bankenes utlån; regional arbeidsledighet; regionale investeringsforventninger hos bedrifter; regionale boligpriser; storbyleiepriser på næringsseiendom; regionale konkurser; innenlandsk gjeld (K2); Norges Banks styringsrente; tre måneders interbankrente (NIBOR); nasjonal konsumprisindeks; nasjonal lønnsvekst. Disse målene danner grunnlaget for den økonometriske analysen, med et relativt bredt perspektiv som vil smalnes inn og fokuseres fortløpende. At det er akkurat disse som er inkludert har flere årsaker. Utvelgelsen har skjedd i lys av forventninger basert på tidligere forskning, implikasjoner av samfunnsøkonomisk teori, innspill og ønsker fra Lokalbank, og hva som i det hele tatt er mulig å oppdrive av data. I det følgende vil hver av deres forventede påvirkningsmekanisme presenteres, sammen med en teoretisk forankring og empirisk kontekstualisering.

1.2.1 Regionale makrovariabler

Enkelte aggregerte økonomiske størrelser kan variere betydelig mellom regioner og landsdeler avhengig av forhold som geografi, demografi, næringsliv og industri. Under presenterer vi regionale makrovariabler som er inkludert i analysen.

1.2.1.1 Arbeidsledighet

Variabelen *ledighet* viser til regional arbeidsledighet. Dette er definert ved hvor stor prosentandel av arbeidsstyrken som var arbeidsledig i det respektive fylket det gjeldende året. Arbeidsstyrken er den gruppen i samfunnet som tilbyr arbeidskraft i arbeidsmarkedet (SSB, 2024a). De personene som er utelatt fra denne statistikken er de som hverken søker eller tilbyr arbeidskraften sin i arbeidsmarkedet (Barth, 2019). Generelt er arbeidsledighet en viktig størrelse som forteller noe om hvordan den makroøkonomiske situasjonen er i et land eller annet geografisk avgrenset område.

Utviklingen i lån fra bankene kan i stor grad knyttes direkte til låntaker sin evne til å betjene gjeld (Berge og Boye, 2007). Andelen av bankene sine utlån som blir misligholdt er konjunkturavhengig, der det er rimelig å anta at flere lån blir misligholdt ved lavkonjunktur enn ved høykonjunktur. Arbeidsledigheten forteller noe om hvor man befinner seg i konjunkturbildet (ibid.).

Berge og Boye viser til at under bankkrisen på første halvdel av 1990-tallet var omfanget av problemlån rekordhøyt. Etter bankkrisen så var den økonomiske aktiviteten gjennom andre halvdel av 1990-tallet og starten av 2000-tallet høy, som resulterte i at omfanget av problemlån falt kraftig gjennom denne perioden, både i person- og bedriftsmarkedet (ibid.). Når husholdninger blir rammet av økt arbeidsledighet, vil de først bruke oppsparte midler og/eller redusere konsumet. Dette er med på å gjøre at effekten av økt arbeidsledighet først kommer etter en stund. I Norges Bank sin stresstest av deres bankmodell fra 2015, så finner også de at en økt arbeidsledighet er med på å øke andelen problemlån i personmarkedet (Syvertsen et al., 2015).

For personmarkedet så er forventet utvikling i mislighold med hensyn til arbeidsledighet at når arbeidsledigheten øker så vil dette føre til økt mislighold, alt annet likt. Dette kommer av at når arbeidsledigheten øker så vil dette føre til at flere husholdninger vil oppleve et kraftig inntektsbortfall, og dermed har problemer med å betjene gjelden sin. Det er derfor rimelig å anta at dette fører til økt mislighold av lån (ibid.).

For bedriftsmarkedet er forventningen den samme, men det er andre mekanismer som ligger bak. Inntektsutviklingen for bedriftene vil i stor grad være avhengig av svingningene i konjunktorene, der arbeidsledighet er en indikator for aktivitetsnivået i økonomien. I en slik situasjon så er inntektene til bedriftene normalt sett høye, og dette gjør at de har økt evne til å betjene lån. Dette kommer av at etterspørselen vil være relativt høy når arbeidsledigheten er lav (ibid.).

Tidligere empirisk forskning som tar for seg forholdet mellom ulike makro- og mikrovariabler og andelen problemlån på både person- og bedriftssiden inkluderer som oftest arbeidsledighet i analysen på personmarkedet, mens den ofte utelates fra bedriftsmarkedet. For bedriftsmarkedet er det gjerne brukt andre variabler for å fange opp konjunktursvingninger. Dette kan for eksempel være styringsrenten eller utlånsrenten til bankene. Vi velger likevel å inkludere ledighet i analysen for bedriftsmarkedet ettersom vi anser den som en viktig makrostørrelse, samtidig som vi er interessert i å finne den særlige effekten av økt ledighet.

1.2.1.2 Boligpriser

På personmarkedet er LBs banker for alle praktiske formål 100 prosent eksponert mot eiendoms lån. Det vil si lån til boliger og hytter. Derfor er det svært interessant å undersøke den fylkesaggregerte boligprisutviklingens implikasjoner for mislighold og tap. *BPidx* er den relevante variabelen i denne sammenheng. Den viser den årlige regionale boligprisindeksen med referansenivå på 100 i starten av året 2003. Observasjonene for den enkelte bank er knyttet til boligprisene i bankens respektive hjemfylke, og er et snitt av siste kvartals indeks i fylkets distrikter, byer og storbydeler. For 68°Nord, med filialer fordelt på to fylker, viser *BPidx* snittet for indeksene

i hele Nord-Norge. En enhets økning i *BPidx* er altså en vekst på ett gjennomsnittlig regionalt indekspoeng.

Det er svært vanlig å kontrollere for boligprisutviklingen i analyser med makroøkonomisk tidsserie- og paneldata. Private husholdninger (og bedrifter) eier i varierende grad egne boliger, og påvirkes av hvordan prisene på dem fluktuerer. Ikke bare er boligene knyttet til lån som tar stor plass i privatøkonomien, men står gjerne også som sikkerhet for disse, slik at prisen kan bli meget avgjørende i forbindelse med endelig oppgjør av lånet. Avhengig av den rådende kredittpraksisen kan risikoen for mislighold og tap påvirkes av dette. For eksempel ble finanskrisen i USA innledet av stor vekst i boliglån til lite kredittverdige låntakere, i den tro at boligprisene ville fortsette å stige, slik at kundene da kunne refinansiere. Da prisene i stedet sank, resulterte dette i en voldsom oppgang i misligholdene, og siden amerikanerne relativt enkelt kunne gå fra lånet mot å si fra seg pantet, gikk dette hardt utover bankene (Krag-Sørensen og Solheim, 2014a). Slik argumenterer Crook og Banasik (2012) for at boligprisene nærmest genererer et insentiv til mislighold. Kontrollert for annen utestående gjeld, foreslår de at lavere boligpriser vil øke den aggregerte andelen av lån som understiges av nettoverdien av et salg. Dermed blir det mer fordelaktig for eierne å misligholde og gå ifra lånet, som er sannsynlig at gjenspeiles i bankenes tall. Så skal det sies at andre land fører en ganske annen praksis enn den i pre-kriserammede USA på 2000-tallet. I Norge vil man som låntaker normalt stå betalingsansvarlig for lånet i sin helhet. Uansett er boligprisene noe husholdningene har et konkret forhold til, som de forstår hva innebærer, hvor nivå og forventninger har potensiale til å påvirke hvordan de oppfører seg.

Forventningen om negativ sammenheng mellom boligpriser og mislighold stemmer overens med resultatene fra Climent-Serrano og Pavia (2014) sitt forsøk på å bestemme nettopp årsaker til misligholdelse av lån. Av eksterne påvirkningsfaktorer, finner de kun boligpriser med statistisk signifikant negativ effekt i sin modell. Carranza og Estrada (2013) gjennomførte en lignende studie i Colombia, med data som sluttet før finanskrisen i 2008, og dermed har resultater som er uavhengig av denne. De finner den samme negative korrelasjonen, og trekker frem økt pris på selve sikkerheten (boligen) som en av de største driverne for overholdelse av låneforpliktelser. Gjennomgående i tidligere empirisk forskning på området er en negativ sammenheng mellom boligprisene og mislighold – da særlig av boliglån. Gitt dette, og Lokalbanks betydelige eksponering mot boligmarkedet, er det nærliggende å vente mer eller mindre samme resultat i vår analyse.

1.2.1.3 Leiepris på næringseiendom

Variabelen *LeiNærDom* viser til leieprisen per kvadratmeter i byene Oslo og Trondheim, og er oppgitt i tusen kroner. Data er hentet fra Akershus Eiendom, og er det mest granulerte det var

mulig for dem å oppdrive. Mange bedrifter leier lokalene de driver virksomheten sin fra, så denne leieprisen vil kunne utgjøre en vesentlig del av utgiftene til bedriften. Det er derfor interessant å undersøke om *LeiNærDom* har noen implikasjoner for misligholdsandelen til LBs banker, og er en variabel også Alliansen selv ønsket at skulle inkluderes.

Næringseiendom er all eiendom som ikke er bolig- og fritidseiendom, eller sagt på en annen måte; næringseiendom er eiendom som genererer inntekter (ESRB, 2015). Næringseiendom er den enkeltnæringen norske banker har mest utlån til (Hagen, 2017). Dermed vil et fall i prisene på næringseiendom kunne ha stor betydning for bankene. Historisk så har bankene tapt mye på utlån til næringseiendomsforetak (ibid.).

Leiepriser for næringseiendom er på kort sikt drevet av endringer i etterspørselen. Den kortsiktige etterspørselen er tett korrelert med konjunktursvingningene, mens den mer langsiktige etterspørselen blir påvirket av langsiktige strukturelle faktorer, som endringer i gjennomsnittlig kontorareal per ansatt for eksempel (Hagen, 2016). Hagen finner en tett korrelasjon mellom vekst i sysselsetting og leiepriser i flere norske byer. Bankene er på generelt grunnlag mer eksponert mot næringseiendom, spesielt i de store byene (Hagen, 2017). De fleste av LBs banker holder til i distriktet, så det er derfor usikkert i hvor stor grad de blir påvirket av leiemarkedet i de store byene. Berge og Boye (2007) inkluderer blant annet realprisen på næringseiendom som forklaringsvariabel for BM. De finner riktignok ingen signifikant sammenheng, der de peker på at dette kan komme av høy korrelasjon mellom næringseiendomspriser og andre konjunkturvariabler i modellen.

Tidligere litteratur om næringseiendom er i stor grad knyttet til eiendomsforetak og transaksjonsmarkedet for næringseiendom. Vi har inkludert leiepriser i vår analyse, hovedsakelig på grunn av tilgang på data. Dermed åpner vi for at våre resultat kan ha en annen påvirkning for bankene vi undersøker enn det tidligere litteratur viser. Samtidig er det godt dokumentert at leiepriser på næringseiendom er tett korrelert med konjunktursvingninger, og at man derfor kan finne resultat for sysselsetting og leiepriser som virker i samme retning. Altså at i en høykonjunktur med lav arbeidsledighet og stor etterspørsel etter leie av næringseiendom, så vil leieprisene øke. I en høykonjunktur med god inntjening for bedriftene og høye leiekostnader, så vil mislighold av lån falle. En usikkerhet med vår variabel for leiepriser er om de bankene vi tar for oss er eksponert mot leiemarkedet i Oslo og Trondheim i så stor grad at dette påvirker mislighold. Alternativt kan mislighold for de bankene vi ser på være korrelert med leiepriser der hvor bankene er lokalisert (og som vi ikke har data på).

1.2.1.4 Befolkningsvekst

Variabelen *Befolkningsvekst* viser til hvordan befolkningsveksten har utviklet seg fra et år til det neste i de ulike kommunene der bankene har kontorer. Noen banker har kontorer i flere kommuner, mens andre bare har kontor i én. Derfor varierer det hvor mange kommuner som er inkludert for hver bank, men det er kun ett prosentvis tall for nettoveksten i disse kommunene til sammen som representeres ved *Befolkningsvekst*.

Borge og Lindset (2022) har blant annet undersøkt hvordan kommunestørrelse påvirker størrelsen på ulike lån i sin empiriske analyse. Hovedformålet deres er å analysere låneforvaltningen i norske kommuner med vekt på lån med kort løpetid. De finner at samlede lån per innbygger er høyere i små kommuner enn i store. Dette gjelder riktignok lån med lang løpetid, typisk boliglån. De mener at dette mønsteret kommer av at i mindre kommuner er inntektsnivået høyere enn hos store kommuner. Videre undersøker Borge og Lindset blant annet hvordan lån per innbygger blir påvirket av befolkningsvekst. De finner i sin analyse at en økning i innbyggertall med 1000 reduserer låneopptaket med 221 kroner per innbygger. Ettersom vi ser på banker som holder til i distriktet med få innbyggere og banker som holder til nærme storbyer med flere innbyggere, er det naturlig å forvente at en lignende sammenheng også gjelder for våre områder.

Kommuner som er tett befolket har som regel høyere boligpriser som et resultat av raskere befolkningsvekst enn boligproduksjon (Langford og Nilsen, 2011). Som et resultat av dette er det rimelig å anta at personer tar opp større boliglån i disse kommunene. Kombinert med lavere gjennomsnittsinntekt i kommuner med flere innbyggere, er det færre personer som har råd til bolig. Dersom man ser på en bykommune som Trondheim, så er det 57 prosent som eier bolig, mens det er 24 prosent som leier (SSB, 2024b). For Drangedal kommune som ligger i distriktet er det 81 prosent som eier bolig, mens 17 prosent leier (SSB, 2024c). Med grunnlag i de tallene som er presentert for Drangedal og Trondheim, kan man argumentere for at en årsak til at befolkningsvekst fører til redusert mislighold kommer av at en mindre andel av befolkningen i kommunen har lån de kan misligholde. Samtidig kan det tenkes at befolkningsvekstens påvirkning er av en mer endogen karakter. For eksempel kan gode økonomiske tider føre med seg befolkningsvekst som et resultat av høy etterspørsel etter arbeidskraft. Dette er perioder hvor vi typisk antar at misligholdene er lavere, slik at befolkningsveksten derfor korrelerer med positivt med dem.

Det er lite empiri som viser en sammenheng mellom befolkningsvekst og mislighold av lån. Derfor er det svært interessant å se hva regresjonsanalysen vår viser. Hovedhypotesen er at befolkningsvekst fører til mindre mislighold av lån i personmarkedet. Dette kommer sannsynligvis

av økt innbyggertall som resultat av høykonjunktur, og/eller av høyere boligpriser som fører til at færre personer har råd til å ta opp slik type lån. I områder med stor befolkningsvekst blir da færre lån misligholdt som et resultat av at en lavere andel tar opp boliglån.

1.2.1.5 Konkurs

Variabelen *Konkurs* er helt enkelt antallet konkurs i fylket hvert år. For at en bedrift skal gå konkurs må den være insolvent. Det vil si at bedriften ikke lenger er i stand til å betale regninger og andre forpliktelser i tide (Svendsen, 2005). Det er ikke nødvendigvis slik at en bedrift er insolvent dersom den mangler kontanter, for dersom eiendelene til bedriften har større verdi enn gjelden er den ikke insolvent. En bedrift blir bare slått konkurs dersom kreditoren ønsker det, og kommer som oftest av at kreditoren mistenker at bedriften har dårlig økonomi. Noen bedrifter med dårlig økonomi avvikles av og til uten åpen konkurssak, som er et resultat av at kreditorene må betale en del av konkursbehandlingen dersom de åpner sak (ibid.).

Antallet konkurs i Norge henger i stor grad sammen med de makroøkonomiske forholdene, der perioder med lavkonjunktur og liten etterspørsel øker antall konkurs (Svendsen, 2005). Etter en konkurs vil bedriftene sin evne til å betjene gjeld avhenge av panteverdi og rentenivå. Selv om kreditoren/kreditorene har pant i eiendeler, dekker dette som oftest ikke hele summen. Dermed så må bedriften fortsette å betale på den gjenværende gjelden, slik at en økning i panteverdier vil redusere gjelden og dermed problemlånsandelen (Berge og Boye, 2007).

I Jacobsen og Kloster (2005) sin empiriske analyse om hva som påvirker konkursutviklingen, viser de til at selv om bankene stort sett er mer eksponert mot husholdningene så kommer de største utlånstapene fra bedriftssiden. Videre peker de på at konkursraten økte markant i 2002, samtidig som bankene sine utlånstap økte betydelig. De peker også på makroøkonomiske forhold, der en høyere rente som fører til økte kostnader ved lån, reduserer verdien av bedriften på grunn av lavere nåverdi av fremtidig inntjening og svekket konkurransevne.

Med grunnlag i den tidligere empirien vil det være naturlig å finne en sammenheng som tilsier at dersom antall konkurs øker, så øker også andelen mislighold, alt annet likt. Det er mulig at dette vil gjøre seg ekstra tydelig i bedriftsmarkedet fremfor privatmarkedet, men den samme sammenhengen vil være gjeldende for privatmarkedet ifølge tidligere empiri.

1.2.1.6 Investeringer

Variabelen *invest* angir bedrifters forventede investeringer de neste 12 månedene i de ulike regionene. Tallene er hentet fra Norges Bank sitt regionale nettverk, og er formulert som en indeks som går fra -5 til +5. Positive tall antyder vekst i investeringene, mens negative antyder nedgang.

Ved Regionalt nettverk har sentralbanken kommet frem til indeksen gjennom kvartalsvise intervjuer med bedrifter i Norge om økonomisk utvikling og umiddelbare fremtidsutsikter.

Bedriftene sitt investeringsbehov avhenger hovedsakelig av deres antagelse om hvor raskt etterspørselen etter produktene deres vil øke i fremtiden (Begg, et.al., 2011). Vi kan derfor tenke oss at dersom indeksen for forventet investering de neste 12 månedene er positiv så antar bedriftene at etterspørselen etter deres produkter vil øke i fremtiden. Og en negativ indeks indikerer at forventet etterspørsel etter deres produkter vil falle i fremtiden.

Den klassiske Keynesianske modellen sier at økt investering fører til økt inntekt og produksjon på kort sikt. Høyere investeringer bidrar ikke bare direkte til den aggregerte etterspørselen, men ved å øke inntektene, bidrar det indirekte til etterspørselen gjennom økt forbruk (Begg, et.al., 2011). Bedrifter investerer når de ønsker å øke kapitalbeholdningen, der den optimale beholdningen er når marginalkostnaden av en ekstra enhet kapital er lik marginalfordelen (ibid.). Videre spiller renten en viktig rolle for investeringer, da en fallende rente øker nåverdien av investeringene, og motsatt ved økende rente. Forventninger er også viktig, der akseleratormodellen sier at høyere forventet inntekt, øker forventet fremtidig profitt, som øker etterspørselen etter investeringer (ibid.).

I Climent-Serrano og Pavía (2014) sin empiriske analyse, bruker de blant annet effekten av eiendomsinvesteringer som en forklaringsvariabel. Eiendomsinvesteringer er ikke helt det samme som forventet investering, men akseleratormodellen for investeringer spiller en rolle også her. De finner en signifikant positiv sammenheng mellom eiendomsinvesteringer og mislighold. Altså øker mislighold når eiendomsinvesteringene øker. Det er også dokumentert at investeringsavvik fra trend er nyttig til å signalisere oppbygging av ubalanser og bankkriser. Riiser (2005) finner at investeringsgap fra trend på over 20 prosent kan forbindes med en bankkrise. Samtidig kan mindre gap i investeringer kombinert med andre gap fra trend indikere ubalanse eller oppbygging til en bankkrise, og dermed øke mislighold (ibid.).

1.2.2 Makrovariabler

Under denne kategorien sorterer de tradisjonelle nasjonale makrovariablene, hvor tallene er felles for alle tverrsnittsenhetene i hver tidsperiode.

1.2.2.1 Styringsrenten og NIBOR

Styringsrente

Styringsrenten er Norges Bank viktigste verktøy for å påvirke den økonomiske utviklingen (Bernhardsen et al., 2012). Renten har en betydning for den økonomiske utviklingen først og fremst

gjennom kanalen der den har gjennomslag til andre renter som settes i lånemarkedet mellom private aktører. Disse rentene er mer langsiktige og blir påvirket av dagens styringsrente og forventninger om styringsrenten fremover (ibid.).

Styringsrenten fungerer gjennom tre kanaler; etterspørsels-, valutakurs- og forventningskanalen. Gjennom etterspørselskanalen fører redusert rente til at det blir billigere å ta opp nye lån og samtidig betjene eksisterende gjeld. Denne effekten vil isolert sett føre til at misligholdsandelen vil falle. Samtidig vil en redusert rente føre til at etterspørselen i markedet vil øke, der bedriftene vil kunne tjene mer på å investere (Jacobsen, 2012). Samlet produksjon og sysselsetting vil øke, som fører til at konsumprisene øker. Med et inflasjonsmål kan dette videre kreve at renten settes opp igjen.

Gjennom valutakurskanalen vil en redusert rente føre til at verdien av kronen målt i annen valuta vil falle. Dette vil føre til at konkurranseevnen til norske bedrifter vil forbedre seg, samtidig som konsumprisen trekkes opp, ettersom at prisen på importerte varer øker (målt i kroner). En konkurranseutsatt sektor som øker lønnsomheten sin, som et resultat av styrket konkurranseevne, vil isolert sett føre til at misligholdsandelen i bedriftsmarkedet reduseres.

Forventningskanalen spiller en viktig rolle når lønninger og priser skal fastsettes. Tidligere inflasjon vil påvirke fremtidig inflasjon, så forventet inflasjon har betydning for videre utvikling i inflasjon (ibid.). I en situasjon der prisveksten er forventet å stige, vil dette føre til at inntjeningen til bedriftene vil øke isolert sett. Samtidig vil en forventet prisvekst føre til at lønningene også vil øke. Dermed vil det ikke være helt entydig hva effekten på misligholdsandelen vil være. For privatmarkedet så vil økte lønninger føre til mindre mislighold isolert sett, men her vil en økt konsumpris også få en påvirkning på disponibel inntekt.

Vi kan også dele inn i en smalere kategori, bankutlånskanalen. I et låneforhold så har banken som oftest mindre informasjon om låntakeren og låneformålet enn det låntaker selv har. Derfor tar banken en risikopremie, for å kompensere for den asymmetriske informasjonen (Jacobsen, 2012). Disyatat (2011) sin teoretiske framstilling av bankutlånskanalen, peker på at pengepolitikken har en tilleggseffekt på bankene sin inntjening og egenkapital. Ved strengere pengepolitikk, så får bankene svekket inntjening og egenkapital. I en slik situasjon så ønsker investorene i banken en høyere finansieringspremie. Disyatat finner også en positiv sammenheng mellom bankene sin egenkapital og sannsynligheten for at låntakere misligholder sin gjeld. Dette vil igjen ha følger for banken, dersom misligholdene går til tap. Tap for banken vil kunne føre til at den må misligholde sin gjeld ovenfor investorene (Jacobsen, 2012).

En hypotese for hva som skjer med misligholdene når renten går opp, basert på tidligere empiri som er gjennomgått, vil være som følger: Dersom renten blir satt opp så fører dette til at utlånsrenten fra bankene vil øke. Dette vil igjen føre til at gjelden vil bli dyrere for låntakeren. I tillegg til at utlånsrenten blir direkte høyere av høyere styringsrente, så vil også risikopremien fra banken bli høyere som gjør at lånet blir ytterligere mer kostbart. Samtidig så vil en høyere rente føre til at lånetilbudet fra bankene blir redusert, ifølge Disyatat (2011). Så ved en renteøkning tilsier teorien at misligholdene vil øke. Dermed vil vi ha en motsett effekt ved en rentesenking.

NIBOR

NIBOR (Norwegian Interbank Offered Rate), ellers bedre kjent som pengemarkedsrenta, er den renten norske banker er villig til å låne hverandre penger til i en spesifisert periode (Johnsen, 2018). Nibor har ulike løpetider, men vi bruker tre måneder løpetid i vårt datasett. Dette er også den viktigste referanserenten. Renten blir fastsatt etter regler av administrator for Nibor, og som et gjennomsnitt av renten til de såkalte «panelbankene» for hver løpetid (ibid.). Panelbankene består av seks banker³ som har forpliktet seg til denne rollen.

Nibor er definert etter regelverk vedtatt av bankene i Finans Norge: «*NIBOR skal gjenspeile rentenivået som långiver krever for et usikret utlån i norske kroner, basert på hva banken vil kreve for utlån til ledende banker som er aktiv i det norske penge- og valutamarkedet*» (Bernhardsen et al., 2012, s.8).

Nibor kan dekomponeres i forventet styringsrente og et risikopåslag, som er gitt ved:

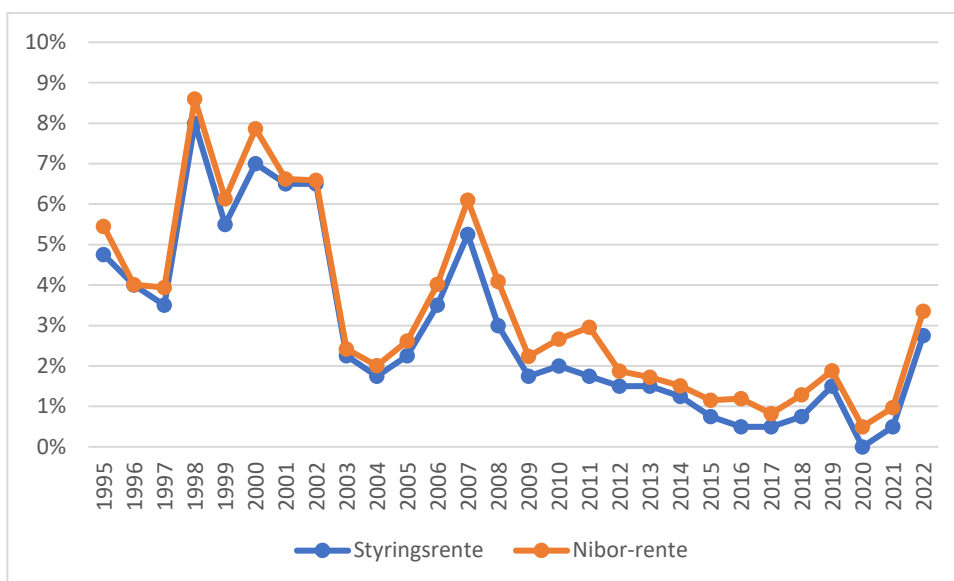
$$i_N = OIS_N + rp_N \quad (1.2.2.1)$$

der i_N viser til Nibor, OIS_N er «overnight index swap» i Norge og rp_N er risikopåslaget i Nibor (Lund et al., 2016). En OIS-rente er gjennomsnittlig forventet over-natten-rente for en gitt periode. Ettersom over-natten-renten ligger nært styringsrenten, kan OIS ses på som et anslag på gjennomsnittlig forventet styringsrente (ibid.). I Norge har vi ikke et marked for OIS-renter, men Norges Bank gjør likevel anslag på tremåneders Nibor basert på skjønn og kryssjekkberegninger.

Nibor følger styringsrenten tett i perioden 1995-2022, men førstnevnte er bestandig litt høyere, som man kan se fra figuren under. Dette kommer av at Nibor er forventet styringsrente pluss risikopåslag, som beskrevet i likning (1.2.2.1).

³ DNB, Danske Bank, Handelsbanken, Nordea Bank, SEB og Swedbank

Figur 1.2.2.1: Utvikling styringsrente og NIBOR



Hoff (2011) ser på hvordan risikopåslagene virker på bankenes utlånsrenter i sin empiriske analyse. Med data fra norske banker i perioden 2001-2010 finner hun at bankene ikke har veltet økte kostnader knyttet til markedsfinansiering fullt ut over i utlånsrentene. I løpet av et kvartal så ble om lag 80 prosent av økningen i Nibor plassert i utlånsrenten. Hoff finner også at økte risikopåslag har større effekt på rentene på lån til bedrifter, enn utlånsrentene til personmarkedet. Dette kommer mest sannsynlig av at det er større konkurranse på utlån til bolig enn til bedrifter.

Med grunnlag i det Hoff fant i sin analyse, basert på norsk data innenfor samme tidsperiode som vi ser på, vil det være nærliggende å inkludere Nibor fremfor styringsrenten i analysen for bedriftsmarkedet. Forventet effekt av en økning i Nibor-renten vil være lik som styringsrenten. Altså at en økt Nibor-rente vil føre til at andelen misligholdte lån vil øke. Dette kommer av at rentekostnadene til lånene vil øke, og dermed blir kostnadene til lånene høyere. Dette vil føre til at flere bedrifter vil ha vansker med å opprettholde avbetalingsplanen.

1.2.2.2 Lønnsvekst

Variabelen for lønnsvekst er ganske enkelt kalt *lønnsvekst* og er basert på tall fra SSB. Der defineres *lønn* som det nasjonale gjennomsnittet av avtalt månedslønn, uregelmessige tillegg og bonuser, mens *lønnsvekst* er dette beløpet multiplisert med 12 (for å få årslønn) og så regnet om til prosentvis vekst fra året før. På personmarkedet er dens forventede effekt på mislighold og tapsutsatte lån blant de mest intuitive. Alt annet likt, gir økte lønninger høyere disponibel inntekt i husholdningene, som gjør dem mer betalingsdyktige og øker betjeningsevnen på utestående lån – både på individuelt og aggregert nivå. På personmarkedet brukes altså *lønnsvekst* til å fange opp de

effektene som virker gjennom disponibel inntekt og som ikke fanges opp av de øvrige variablene med samme virkningsmekanisme.

Krag-Sørensen og Solheim (2014b) fremhever tre kanaler som leder fra høy husholdningsgjeld til tap i bankene: den direkte kanalen, etterspørselskanalen og eiendomskanalen. I de to førstnevnte står inntekt svært sentralt. Ved redusert inntekt, som for eksempel ved negativ lønnsvekst, reduseres husholdningenes midler til rente- og avdragsbetjening, og kan slik føre direkte til misligholdte lån. Et betydelig inntektsfall vil også redusere husholdningenes mulighet til konsum, som kan føre til tap og mislighold for bankene gjennom etterspørselskanalen. Hvorvidt dette er en reell fare for den enkelte bank, avhenger av deres eksponering mot konsumsensitive bedrifter og næringer, og hvor trygge utlånene til disse næringene er (ibid.). Når det gjelder bedriftsmarkedet for øvrig, er ikke implikasjonene av økonomisk teori like entydige, da lønning og inntekt ikke lenger står tilnærmet synonymt slik som hos private husholdninger. Fra mikroøkonomisk teori vet vi at bedriftene vil minimere sine kostnader for å maksimere profitt. For bedriften betyr lønnsvekst økte kostnader, som til forskjell fra husholdningene fører til lavere disponibel inntekt (profitt). Isolert sett skulle dette derfor antas å øke graden av mislighold og tapsutsatte lån i bedriftsmarkedet. Likevel er det nok mer naturlig å vente en negativ sammenheng også i bedriftsmarkedet. Økte lønninger er gjerne et resultat av oppgangstider med økonomisk vekst og høy produksjon. Den økonomiske aktiviteten og etterspørselen er høy, så prisene stiger og følges av krav om høyere lønninger. I bedriftsmarkedet er høyere lønninger altså ikke positivt i seg selv, men heller et konjunktursymptom og tegn på vekst i næringslivet. Derfor forventer vi en negativ effekt av lønnsvekst på problemlån også i bedriftsmarkedet, men det er ikke like opplagt som i personmarkedet.

Empirisk kan blant annet Berge og Boye (2007) vise til en signifikant negativ effekt av inntekt på problemlån. Basert på en estimeringsperiode fra 1993 til 2005, finner de at 1 prosent økning i husholdningens disponible inntekt reduserer andelen problemlån med 1,2 prosent. Vi forventer å finne en lignende negativ sammenheng for lønnsvekst og mislighold i Lokalbanks medlemsbanker i vår analyse.

1.2.2.3 Innenlandsk lånegjeld

Variabelen *K2vekst* er inkludert for å fange opp den mulige effekten av vekst i innenlandsk lånegjeld, og krever noen begrepsmessige avklaringer. K2 er en kredittindikator som viser utviklingen i publikums gjeld til norske kreditorer, i både norske kroner og utenlandsk valuta (SSB, 2024d). Dette omfatter verdipapirlån, så vel som sedvanlige lån tatt opp i Norge fra norske långivere, som banker eller finansforetak. «Publikum» referer til de tre institusjonelle sektorene

kommuneforvaltningen, ikke-finansielle foretak og husholdninger. Gjelden til utenlandske kreditorer er altså ikke inkludert i K2, men er det eneste tillegget i kredittindikatoren K3. I og med at sparebankene i vår oppgave tross alt er norske og hovedsakelig vinklet mot lokale kundegrupper, ser vi det som mest relevant å bruke K2 fremfor K3.

Fra et mikroøkonomisk perspektiv kan det argumenteres for at høyere total utestående gjeld for en låntaker kan påvirke vedkommendes grad av overholdelse. Økt gjeld fører med seg større avdrag, som isolert sett gjør det mer krevende for låntakeren å overholde nedbetalingsplanen. Det er blant annet denne sammenhengen Demyanyk og Van Hemert (2011) baserer seg på, når de inkluderer forholdet mellom gjeld og inntekt i sin analyse av den amerikanske subprime-boliglånskrisen midt på 2000-tallet. Som forklaringsvariabel for mislighold av boliglån, finner de at dette forholdet har en vesentlig og tydelig statistisk signifikant marginaleffekt. Det samme gjør Wadud et al. (2020), når de ser på effekten av lånenes totale størrelse innenfor kredittkort, billån og boliglån i ulike amerikanske stater.

På personmarkedet er ikke hypotesen om at større gjeld gir økt mislighold spesielt kontroversiell. På bedriftsmarkedet er dette dog noe mer sammensatt. Gjeld opptrer i større grad som en del av foretakenes investeringer, som kan gi rask fortjeneste og lønnsomhet. På den måten kan høyere gjeld bidra til økt nedbetalingsevne og dermed mindre mislighold og tap for bankene. Her kan det trekkes en parallell til internasjonal makroøkonomi og driftsbalansen, som er summen av et lands nettoeksport og nettooverføringer av stønader og renter på fordringer vis-à-vis utlandet. I et nøtteskall vil underskudd på driftsbalansen si at «hjemlandet» har gjeld til utlandet, men det behøver ikke nødvendigvis å være negativt. Hjemlandets motivasjon for å ta opp lån hos utlandet har historisk sett vært å finansiere produktive investeringer som ville vært vanskelig å hente utelukkende fra innenlandsk sparing (Obstfeldt og Rogoff, 1996). Et godt eksempel er da oljeprisen skjøt til værs på 1970-tallet, og Norge tok opp store lån på verdensmarkedet for kapital, slik at leverandørindustrien i Nordsjøen kunne bygges ut og skape økonomisk vekst. Dette er ganske analogt med et foretaks motivasjon for låneopptak i banken. Går vi tilbake til mikro- og bedriftsnivå ser vi at lignende mekanismer var drivende i Danmark, da kornprisene steg på slutten av 2000-tallet. Det presset eiendomsprisene i landbruket opp, og ga bedriftene insentiv til å øke gjelden til bankene for å kunne investere og drive lønnsom kornproduksjon (Krag-Sørensen og Solheim, 2014a). I Danmarks tilfelle endte dette riktignok i en boble, med fallende priser i 2011 og markante tap hos bankene. Likevel beskriver det hvordan dynamikken rundt gjeld og overholdelse er noe ulik mellom person- og bedriftsmarkedet.

I vår analyse skrives SSBs kredittindikator K2 om til prosentvis vekst fra året før, og brukes for å undersøke om mislighold og tapsutsatte lån hos Lokalbank kan la seg forklare av utviklingen i nasjonal gjeld. Som forklart, er dette i utgangspunktet ventet å ha en positiv sammenheng på personmarkedet, mens det på bedriftsmarkedet ikke er like entydige forventninger.

1.2.2.4 KPI

Variabelen *KPIvekst* viser til hvordan veksten i konsumprisindeksen (KPI) har utviklet seg årlig. KPI beskriver nivået på konsumpriser for varer og tjenester etterspurt av private husholdninger bosatt i Norge (SSB, 2024e). Etter den spesielt kraftige prisveksten på oljerelaterte produkter i 1999 og 2000, kombinert med kraftige endringer i strømprisen, begynte SSB å publisere konsumprisindeksen uten energivarer (KPJE) i 2000 (Lilleås, 2001). Ettersom at dette er relativt nylig, valgte vi likevel å benytte totalindeksen for å få en fullstendig tidsserie.

Tallene i våre data er den prosentvise KPI-veksten fra desember året før, og inngår dermed som mål på den årlige inflasjonen. En viktig driver av KPI er at høy aggregert etterspørsel driver priser og lønninger opp, mens arbeidsledigheten senkes, og vice versa. Slik kan høy inflasjon vitne om høy økonomisk aktivitet og vekst. Denne sammenhengen peker isolert sett mot at vekst i KPI skal gi lavere mislighold og tap hos bankene, da det er høy likviditet og betalingsevne i samfunnet - både for husholdninger og bedrifter.

Samtidig styrer sentralbanken i Norge i stor grad etter et inflasjonsmål, på nær 2 prosent årlig vekst i konsumprisene over tid. Svae og Vold (2021) trekker i den sammenheng frem Finanstilsynets stresstester, som viser at mange banker kan bli hardt rammet av tilbakeslag i norsk økonomi. Testene tar for seg en situasjon med høyt inflasjonsnivå, som i lys av inflasjonsmålet følges av økt styringsrente. Dette fører igjen til at pengemarkedsrenter og risikopremier øker, og kursen på verdipapirer og eiendomspriser faller. Konsekvensene av en slik situasjon vil blant annet være at bankene opplever betydelige utlånstap (ibid.). I Norge post-korona har vi opplevd lignende, med delvis høy inflasjon, helt opp til 7 prosent på det høyeste i 2023 og en stigende styringsrente gjennom samme år. Vår analyse strekker seg til 2022, så spørsmålet er da om vi vil finne noe av denne effekten på misligholdte lån i bankene til Lokalbank. Ifølge Svae og Volds resultater vil hypotesen være at økt vekst i KPI gjør at problemlånsandelene i LBs banker øker, altså motsatt av hva sammenhengen mellom aktivitetsnivå og KPI antyder. Mekanismen er den indirekte effekten der økt KPI og inflasjon krever at styringsrenten heves for å kunne overholde inflasjonsmålet, som gjør at utlånsrenten til bankene øker og kundene får dyrere lån å betjene

For bedriftsmarkedet vil man kanskje kunne se en svakere eller motsatt effekt av økt KPI. Der økte priser alene er en utgift for husholdningene på personmarkedet, kan det i større grad være en inntekt i bedriftsmarkedet. Der selges varer og tjenester til en høyere pris, mens kostnaden ved produksjonen ikke nødvendigvis har vokst tilsvarende. Et konkret eksempel er de tre siste kvartalene i 2022 og de to første i 2023. Da økte næringslivet prisene mer enn økningen i kostnadene, med et «ekstrapåslag» som ville holdt prisveksten under 5 prosent i denne perioden dersom det var unngått (SSB, 2023). I stedet var den faktiske prisveksten 6.4-6.6 prosent (ibid.). Altså kan økonomien til bedrifter styrke seg i en periode med økt KPI, og vise tydeligere konturer av den såkalte Philipskurven. Dermed vil de i så fall klare å betjene lånene sine like bra eller bedre, selv med høyere rente. Siden vi kontrollerer for rentenivå, vil vi undersøke om KPI har en innvirkning på mislighold utover virkningen fra inflasjon til renter.

1.2.3 Mikrovariabel - Bankenes utlån

Det er svært tenkelig at innflytelse på andelen mislighold og tapsutsatte lån ligger i bankenes egen aktivitet. Fortrinnsvis ønsker vi å fange opp dette gjennom varianter av variabelen *Utlånsvekst*. Det er den årlige summen av bankenes utlån, uttrykt som prosentvis vekst fra fjoråret. Egne variabler er opprettet for summene som er lånt ut i personmarkedet og bedriftsmarkedet, med de vanlige suffiksene *PM* og *BM*.

Når det kommer til påvirkning på bankenes mislighold og tap, sier tidligere empiri at utlånsveksten vil være av vesentlig betydning, spesielt i forbindelse med økonomiske kriser. Selv om kriser ikke er noe vår oppgave har et utpreget fokus på, er det tross alt da det forekommer store tap i bankene. Derfor anser vi likevel bankenes utlån som svært relevant for analysen. Ved flerfoldige bank- og finanskriser i løpet av de siste 150 årene kan det vises til eksempler fra blant annet Norge, USA, Spania, Storbritannia og Island hvor stor utlånsvekst har vært en forløper til tap hos bankene (Kragh-Sørensen og Solheim, 2014a). Under de økonomiske krisene i Norge ved århundreskiftet, på 1920-tallet og i overgangen mellom 1980 og -90-tallet, var det de mest ekspansive bankene i perioden før som led de største tapene (Gjedrem, 2003). Videre var rask utlånsvekst i banksektoren blant de største fellesnevnerne under foranledningen til alle tre tilfellene, sammen med økt gjeldsgrad og prisinflasjon på aktiva (Gerdrup, 2003). Denne veksten var da del av en mer omfattende boom, en periode med svært høy økonomisk aktivitet, noe som kan passe inn i følgende resonnement: I oppgangstider hersker en større optimisme og tiltro til fortsatt vekst og aktivitet. Det gjør muligheten for ekspansjon og økt virksomhet mer attraktiv, slik at tilbøyeligheten for dette øker. Parallelt svekkes den generelle aversjonen mot risiko, som fører til en svakere kredittstyring, med høyere sannsynlighet for mislighold og tap. Dette støttes empirisk

ved at utvidelse inn i nye forretningsformer, ledelse uten tilstrekkelig erfaring med risikostyring, og firing på krav i tro på fortsatt oppgang, er gjentakende faktorer i perioder med dårlig kredittstyring - noe som gjerne vokser fram under boomene i forkant av kriser (Kragh-Sørensen og Solheim, 2014a). Samtidig skal det nevnes at rask vekst ikke nødvendigvis betyr at en krise er nært forestående og at misligholdene vil melde seg i hopetall, men at det tross alt kan være snakk om en godt drevet bank. Poenget er at rask utlånsvekst medfører det betimelige spørsmålet om banken deler ut lån den kanskje ikke burde.

Lokalbank har supplert utlånstallene for samtlige banker i alliansen, som for øvrig også er å finne i deres årsrapporter. I utgangspunktet forventer vi at høy utlånsvekst vil føre til økte mislighold, men dette er langt fra entydig.

2 Datamateriale

I dette kapitlet vil vi redegjøre for konkret data som inngår i vår økonometriske analyse. Analysen er basert på et paneldatasett der vi har sammenstilt data fra alle de 10 bankene som utgjør Lokalbanc Alliansen i tidsperioden 1995-2022. Dette er supplert med data fra ulike kilder for de ulike forklaringsvariablene. Vi gjennomfører analysen i to parallelle deler, én for person-/privatmarkedet og én for bedriftsmarkedet. På det meste utnytter regresjonsanalysen 231 observasjoner, som gjør at vi har et brukbart utgangspunkt for analysen. Likevel skulle vi ønsket oss et noe større utvalg, men omfanget beskranks av «få» tverrsnittsenheter og «kun» årlig frekvens på venstresidevariablen.

2.1 Datakilder

Data som er benyttet i analysen er en kombinasjon av offentlig tilgjengelige tall fra SSB, NAV, Brønnøysundregisteret, Norges Bank, Eiendom Norge og Akershus Eiendom, og tall vi har mottatt fra Lokalbanc. Tallene vi mottok fra Lokalbanc er misligholdtallene som er avhengig variabel og utlånstallene som er en av forklaringsvariablene. De siste 15 årene har disse tallene vært tilgjengelige fra offentlige regnskapstall hos hver enkelt bank.

Tallene for arbeidsledighet kommer fra NAV, mens tallene for leiepriser på næringsseiendom kommer fra Akershus Eiendom. Boligprisindeksen kommer fra Eiendom Norge, mens data for styringsrenten og forventede investeringer kommer fra Norges Bank. Nibor, konkurser, kredittvekst, befolkningsvekst, KPI og lønnsvekst kommer fra SSB sin statistikkbank.

2.2 utfordringer ved datasettet

I dette delkapitlet vil vi drøfte noen av utfordringene ved datasettet, og hvilke handlinger vi har foretatt oss for å håndtere disse. Blant annet har vi hatt utfordringer knyttet til hull i datamaterialet og en fylkessammenslåing som har fått innvirkning for organisering av data.

2.2.1 Frekvens

Lokalbanc har årlige misligholdstall, rapportert fra den 31.12 hvert år. Dette begrenser videre frekvensen på forklaringsvariablene til årlige observasjoner, selv om noen av dem har flere observasjoner per år. For de variablene med flere observasjoner, velger vi å benytte oss av den siste tilgjengelige observasjonen i året. Dette er hensiktsmessig, ettersom misligholdstallene er fra årets siste dag. Dermed vil siste observasjon samsvare best med misligholdene. LB er også interessert i en modell de kan benytte til å predikere fremtidig misligholdsandel. Derfor vil det være mest praktisk for lokalbanc å bruke den siste observasjonen fra hvert år for de uavhengige variablene.

2.2.2 Begrenset tidsserie

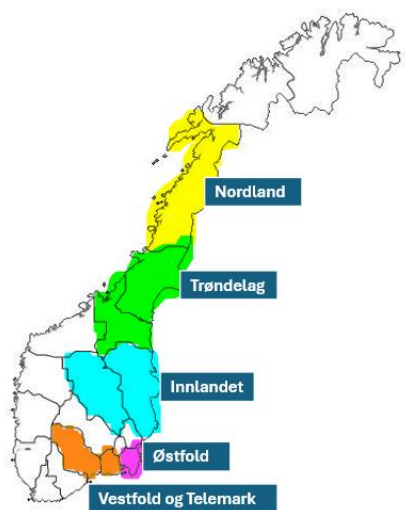
Tidsserien er et resultat av hvor lang periode Lokalbanc har tilgjengelige misligholdstall for bankene, der de tallene også har noen hull. Det varierer fra bank til bank hvor mye misligholdstall de har tilgjengelig. Noen har for hele perioden, mens andre starter så sent som i 2001. Samtidig var det utfordringer med å oppdrive data for alle forklaringsvariablene hele perioden. Dette viser seg gjeldene i analysedelen, der noen forklaringsvariabler i stor grad blir utelatt fra analysen som et resultat av for få observasjoner. Dette fører til at vi opplever utfordringer med en tidsserie som tidvis er kort og/eller mangelfull, avhengig av hvilke forklaringsvariabler vi inkluderer i analysen.

De nasjonale makrovariablene er i hovedsak komplette, med observasjoner for hele tidsserien. For de regionale makrovariablene så eksisterer det noen hull. Tall for konkurser strekker seg bare fra 2006 til 2022 for 9 av 10 banker, der 68° Nord bare har konkurstall for perioden 2018-2022. Videre har vi tall for perioden 2003-2022 for investeringer og boligprisindeks. Tallene for befolkningsvekst og ledighet er bortimot komplette. Dette fører til at vi har et ubalansert paneldatasett, der det eksisterer hull.

2.2.3 Fylkessammenslåing

Data på regionalt nivå er arbeidsledighet, konkurser, leiepriser på næringsseiendom, forventede investeringer og befolkningsvekst. Ettersom vi ser på LBs banker, valgte vi ut datamateriale for de fylkene der bankene er lokalisert; Nordland (inkludert Harstad kommune), Vestfold, Telemark, Hedmark, Oppland, Østfold, Sør- og Nord-Trøndelag. En utfordring med denne organiseringen er at i 2017 ble Sør- og Nord-Trøndelag slått sammen til Trøndelag. Videre var det ny fylkessammenslåing på nasjonalt nivå i 2019. Da ble Vestfold og Telemark slått sammen, Hedmark og Oppland ble slått sammen til Innlandet, og Østfold ble en del av Viken. For å løse denne utfordringen valgte vi å operere med de nye fylkene hele tidsperioden, med unntak av Østfold. Der valgte vi å trekke de gamle Østfold-kommunene ut av Viken og opprettholde Østfold gjennom hele perioden, ettersom Østfold bare har en bank; Askim og Spydeberg sparebank. Dersom vi hadde benyttet oss av hele Viken, vurderte vi det sannsynlig at effekten av de regionale variablene ikke var representative for det området Askim og Spydeberg har sin virksomhet. Et så folkerikt fylke som Viken vil kunne fange opp andre regionale trender enn det som er representativt for Østfold. For de andre fylkene var ikke denne effekten gjeldende, da det er flere banker og avdelinger av bankene spredd utover fylkene. I figur 2.2.3 kan man se grafisk i hvilke fylker LBs banker er lokalisert. Som det kommer frem fra figuren, dekker dette store deler av Norges geografiske område.

Figur 2.2.3: Oversikt over fylkesinndelingen 2021.



2.3 Organisering og tallformat

Som beskrevet i kapittel 1 er de ulike variablene oppgitt i noe varierende tallformat. Variabler som er oppgitt i nominell prosent er styringsrenten, Nibor og arbeidsledigheten. De som står på vekstform er bankenes utlånsvekst, innenlandsk lånegjeld (K2), lønnsvekst, vekst i KPI og befolkningsveksten, der tallet viser hvor mye den respektive variabelen har endret seg i prosent fra samme tidspunkt året før. Utlånsveksten er basert på utlånene til hver enkelt bank som tilhører LB, og er regnet om fra faktiske tall. Det er for å gjøre variabelen mer kompatibel med de andre forklaringsvariablene på vekstform, samtidig som de faktiske utlånstallene var uforholdsmessig høye. Omgjøringen til prosentvis vekst gjør derfor effekten av utlånene mer relevant og enklere å tolke. Befolkningsveksten er den variabelen på mest granulert nivå, hvor vi har tall for hver kommune der bankene er lokalisert. For å sikre en viss variasjon mellom bankene og muligheten for reell påvirkning, er ikke disse tallene aggregert til fylkesnivå. Selv om antallet kommuner da kan være ulikt fra bank til bank, er det som tidligere forklart kun ett prosenttall for deres summerte netto befolkningsvekst som inngår i dataen.

Konkurser er oppgitt i nominelle tall med det faktiske antallet årlige konkurser. Videre er også leieprisen på næringsseiendom faktisk pris per kvadratmeter oppgitt i tusen kroner. Omskrivingen til tusen kroner er gjort av samme årsak som den for utlånsveksten.

Forventede investeringer og boligprisene er oppgitt på indeksform. Boligprisindeksen, som er hentet fra Eiendom Norge, viser en indeks på utviklingen i boligprisene med et referansenivå på 100 i starten av 2003. Forventede investeringer er en indeks som går fra -5 til 5, og viser til forventet vekst i investeringer de neste 12 mnd. for bedrifter lokalisert i ulike distrikter i Norge.

2.4 Deskriptiv statistikk

I dette underkapittelet vil vi gi en mer detaljert gjennomgang av de ulike variablenes egenskaper i datasettet. Det vil bli presentert en oversikt for de uavhengige og avhengige variablene, samt en grafisk fremstilling av utviklingen for de regionale makrovariablene. Målet med dette underkapittelet er å gi en bedre innsikt i datamaterialet vi har benyttet oss av i analysen.

2.4.1 Uavhengige variabler

Deskriptiv statistikk for alle forklaringsvariablene er presentert i tabell 2.4.1 nedenfor. Tabellen inneholder en oversikt over observasjonsmengde, høyeste og laveste verdi, gjennomsnittsverdi, samt standardavviket for hver variabel.

Variablene som er spesifikke for henholdsvis privat- og bedriftsmarkedet er *UtlånsvekstPM* og *UtlånsvekstBM*. Gjennomsnittlig utlånsvekst for privatmarkedet i de 10 bankene er 7.9, med en variasjon fra -5.8 til 28.5. For bedriftsmarkedet er gjennomsnittlig utlånsvekst litt høyere med 8.4 og en variasjon fra -16.8 til 48. Det er som forventet at gjennomsnittlig utlånsvekst er positiv både for privat- og bedriftsmarkedet. Bankene søker generell vekst, samtidig som utlånstallene ikke er inflasjonsjustert. Dermed forventes det at verdien av utlånene i eksempelvis 2020 er høyere enn 1995 i absolutte tall.

For de regionale makrovariablene varierer resultatene betydelig fra variabel til variabel. Boligprisindeksen har et gjennomsnitt på 199.6, med referanseåret 2003 satt til en indeksverdi på 100. Der variasjonen i indeksen er fra 100.44 og helt opp til 325. Ettersom referansetidspunktet er første kvartal i 2003, og vi benytter siste observasjon i året så er ikke laveste verdi observert 100. Gjennomsnittlig leiepris per kvadratmeter for næringseiendommer i Trondheim og Oslo er 2617 kr, der høyeste pris er 5700 kr, og laveste pris er 1300 kr. Den høyeste prisen tilhører Oslo, mens den laveste tilhører Trondheim. Gjennomsnittlig arbeidsledighet er 2.6 prosent, med den laveste registrerte arbeidsledigheten på 0.615 prosent i Nordland fylke (inkludert Harstad kommune) i 2022, og den høyeste på 4.7 prosent i Telemark og Vestfold i 1995. *Befolkningsvekst* viser en gjennomsnittlig vekst på 0.144 prosent, med en vekst på -0.577 prosent som den laveste verdien og en vekst på 0.603 prosent som den høyeste. Konkurser er den variabelen med færrest observasjoner, med bare 158 stk. Gjennomsnittlig antall konkurs er 296, der det laveste observerte antallet var i 2021 med 108 konkurs i området Nordland (inkludert Harstad kommune). Den observasjonen med flest konkurs var i Telemark og Vestfold i 2009 med 467 konkurs. Gjennomsnittlige forventninger til fremtidige investeringer er 0.325 indeks-poeng. Der den laveste observasjonen er -4.03 og den høyeste 2.2.

For makrovariablene er observasjonsmengden høy hos samtlige. Gjennomsnittlig Nibor-rente for perioden var 3.3 prosent, med den laveste renten på 0.5 prosent i 2020 og den høyeste på 8.6 prosent i 1998. Styringsrenten har den samme utviklingen som Nibor, der gjennomsnittlig rente for perioden var på 2.9 prosent. Den laveste registrerte renten var under koronapandemien i 2020 med en rente på 0 prosent, mens på det høyeste var den 8 prosent i 1998.

Gjennomsnittlig lønnsvekst er 4.1 prosent, med bunnpunktet på 1 prosent, og toppen på 7.3 prosent. Veksten i innlandsgjelden (K2) har en gjennomsnittsverdi på 7.8 prosent, med laveste vekst på 2.9 prosent og høyeste på 14.3 prosent. Konsumprisindeksen (KPI) har en gjennomsnittlig vekst på 2.3 prosent. Den laveste veksten ble registrert i 2011 med 0.1 prosent, og høyeste i 2022 med 5.9 prosent.

Tabell 2.4.1: Deskriptiv statistikk forklaringsvariabler

Variabel	Obs	Gj. snitt	Std. avvik	Min	Max
Privatmarked					
UtlånsvekstPM	249	7.904	6.555	-5.764	28.527
Bedriftsmarked					
UtlånsvekstBM	247	8.448	10.656	-16.779	48.098
Regionale makrovariabler					
Boligprisindeks	200	199.576	60.493	100.44	325.142
Leie næringsseiendom	189	2.617	1.096	1.3	5.7
Arbeidsledighet	280	2.621	.804	.615	4.7
Befolkningsvekst	260	.144	.193	-.577	.603
Konkurser	158	296.038	69.523	108	467
Investeringer	200	.325	.936	-4.03	2.2
Makrovariabler					
NIBOR	280	3.377	2.24	.5	8.6
Styringsrente	280	2.884	2.204	0	8
Lønnsvekst	280	4.143	1.383	1	7.3
K2 vekst	270	7.778	3.118	2.86	14.28
KPI vekst	280	2.329	1.184	.1	5.9

Maksimalt antall observasjoner er 280, ettersom vi ser på en tidsserie på 28 år med 10 ulike banker.

2.4.2 Avhengige variabler

Som vi ser fra tabell 2.4.2 Deskriptiv statistikk for de avhengige variablene, viser denne at observasjonsmengden både for privat- og bedriftsmarkedet er 231. Dette illustrerer utfordringen vi har med frafall i observasjoner som var diskutert under 2.2. Ettersom observasjonsmengden er lavere enn den optimalt sett kunne vært, så får dette konsekvenser for analyseresultatene. Videre ser vi at største misligholdsandel er mye høyere for bedriftsmarkedet med 34.45 prosent, sammenlignet med privatmarkedet med 4.32 prosent. Dette er forventet, som diskutert under teoridelen. Det har historisk vært større risiko knyttet til bedriftslån enn privatlån. Videre er

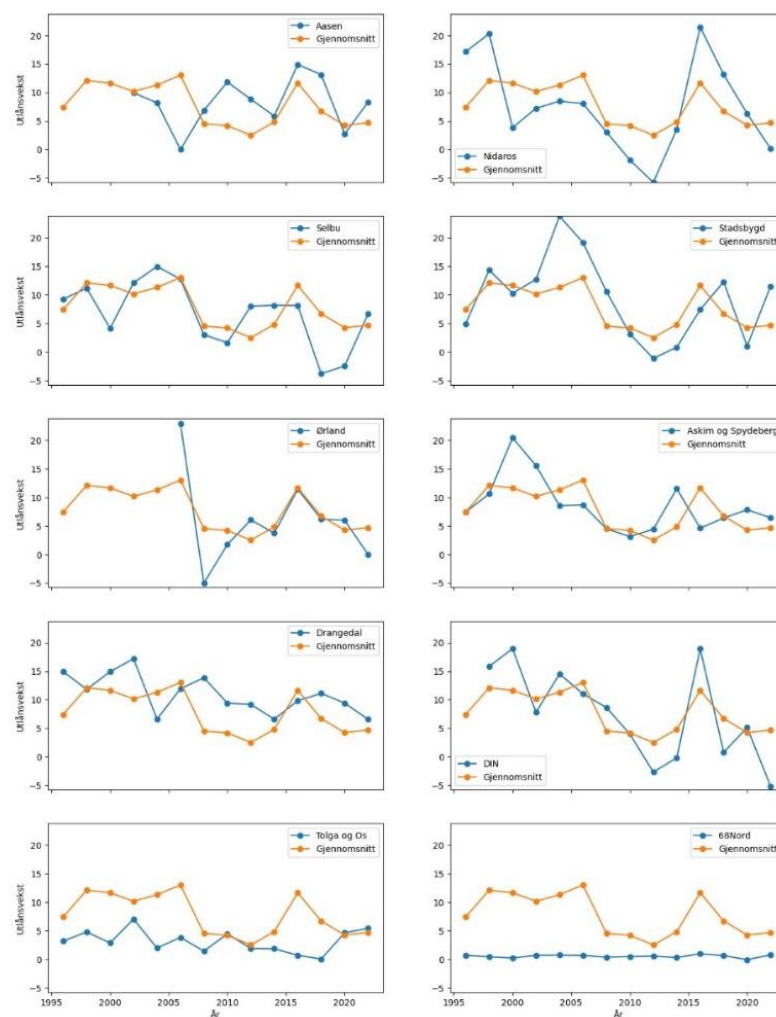
gjennomsnittsandelen som er misligholdt for privatmarkedet på 0.98 prosent, mens for bedrift er det 4.67 prosent.

Tabell 2.4.2: Deskriptiv statistikk avhengige variabler

Variabel	Obs	Gj. snitt	Std. avvik	Min	Max
misPM	231	.981	.823	0	4.32
misBM	231	4.672	5.033	0	34.45

2.4.3 Utvikling i variabler

Figur 2.4.3.3 Utlånsvekst PM



I figur⁴ 2.4.3.3 illustreres utviklingen i utlånsveksten for PM i LBs banker. Gjennomsnittet ligger på et relativt stabilt nivå frem til finanskrisen i 2008, da faller utlånene kraftig. Den ligger relativt lavt frem til 2012, før utlånene øker frem til en topp i 2016. Etter dette faller utlånene frem til 2020, og stabiliserer seg på en vekst på rundt 5 prosent ut perioden.

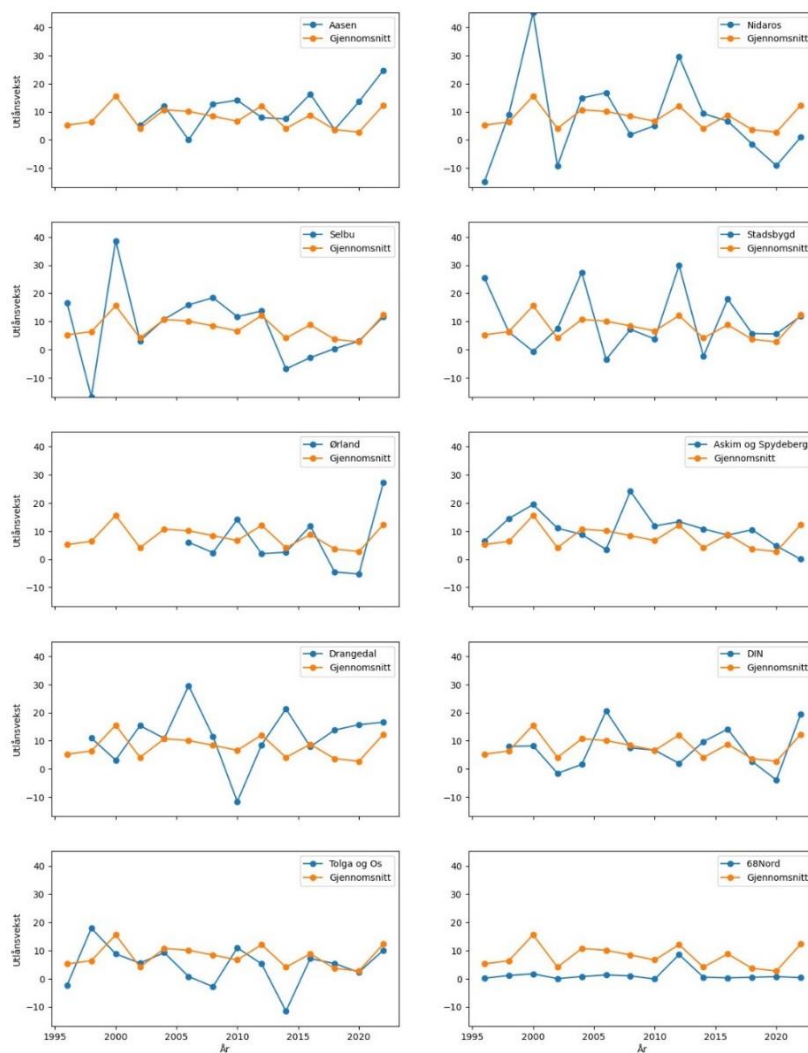
De fleste bankene følger gjennomsnittet ganske tett, men det er noen unntak. 68° Nord har en jevn vekst rundt null prosent, der den konstant ligger

under gjennomsnittet. Nidaros sparebank hadde perioder med avvik fra gjennomsnittet, med vekst på rundt 20 prosent mellom 1995-2000, og en negativ vekst på 5 prosent mellom 2010-2015, før den økte kraftig til rundt 20 prosent rett etter 2015. Stadsbygd sparebank hadde spesielt i 2004 en kraftig vekst på 24 prosent som skilte seg fra gjennomsnittet, ellers er veksten relativt samstemt

⁴ Figur 2.4.3.1 og 2.4.3.2 er utelatt fra den offentlige versjonen av oppgaven grunnet sensitiv informasjon

med gjennomsnittsvæksten. For Ørland sparebank var det i årene 2006 til 2008 at de hadde størst avvik fra snittet med en utlånsvekst på 23 prosent i 2006 før den falt til -5 prosent i 2008. Tolga og Os sparebank skiller seg også ut fra gjennomsnittsvæksten, der de stort sett ligger under gjennomsnittet med en vekst mellom null og fem prosent.

Figur 2.4.3.4 Utlånsvekst BM



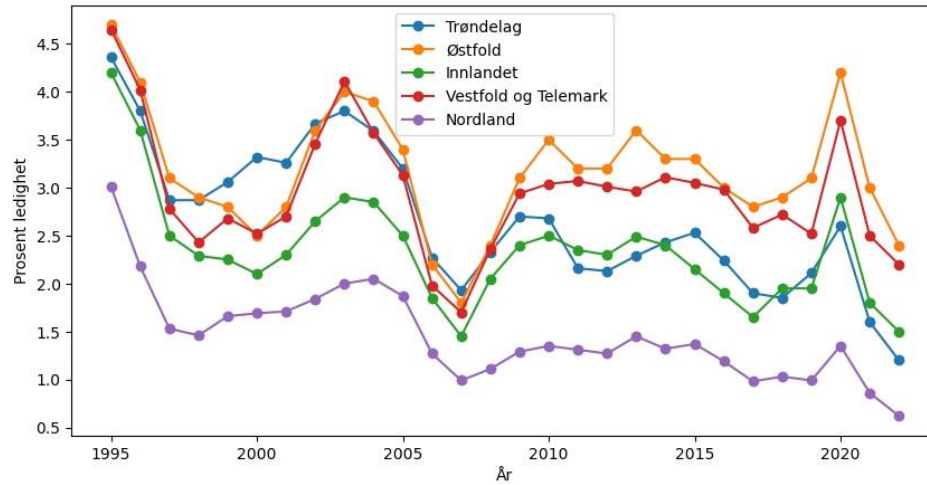
Før bedriftsmarkedet er det noen enkeltbanker som skiller seg tydelig fra snittet, med noen topper og bunner. Nidaros gikk fra -15 prosent i utlånsvekst i 1996 til 45 prosent vekst i 2000, der dette skiller seg veldig fra snittet som ligger mellom 5 og 15 prosent. Selbu sparebank gikk fra -17 prosent til 39 prosent vekst mellom årene 1998 og 2000. Stadsbygd sparebank hadde spesielt tre topper i 1996, 2004 og 2012 der de hadde mellom 25 og 30 prosent vekst. Også i bedriftsmarkedet ligger 68° Nord under snittet, der den stort

sett har en flat vekst rundt null prosent. Resterende banker følger snittet tettere, og har ikke de største utslagene.

Figur 2.4.3.5 viser utviklingen i den regionale ledigheten for de fem fylkene. Til tross for ulikt ledighetsnivå, følger fylkene samme trend. I starten av perioden er ledigheten høy, før den faller frem til tusenårsskiftet. Fra 2003 øker ledigheten, på grunn av lavkonjunktur preget av sterk kronkurs og svekket konkurransevne (SSB, 2005). Fra 2004-2007 opplever Norge, som nevnt, en høykonjunktur, som kan forklare nedgangen i ledigheten i alle fylkene. I 2008 treffer

finanskrisen landet, og denne krisen kan nok settes i sammenheng med den økende ledigheten frem til 2010. Etter dette stabiliserer ledigheten seg fram til 2020 og koronapandemien, som igjen fører til en økning. Mot slutten av perioden i 2022 faller ledigheten, og ledighetsnivået er på sitt laveste siden 2007.

Figur 2.4.3.5 Regional arbeidsledighet



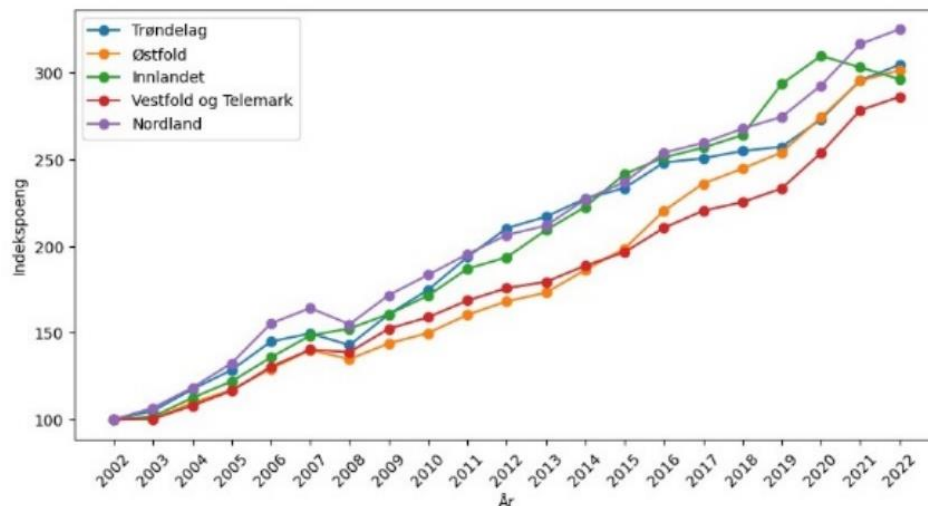
Figur 2.4.3.6 Befolkningsvekst



Figur 2.4.3.6 viser hvordan befolkningsveksten har utviklet seg i de respektive kommunene til bankene. Som forklart er det for noen av bankene registrert befolkningsvekst for flere kommuner, mens det i andre bare er én kommune. Som vi kan se fra y-aksen så er veksten oppgitt i prosent, der den på det høyeste er 0.6 prosent, og laveste nærmere -0.6 prosent. Fra figuren er det noen banker som skiller seg mer ut enn andre. For Drangedal varierer veksten veldig fra år til år, der den har den laveste veksten på -0.57

prosent rett før 2000 og rett etter 2005. Ørland har lav vekst mellom 2000-2005, der den er helt nede på -0.4 prosent. Resten av bankene følger stort sett den samme trenden som gjennomsnittet. Befolkningsveksten er stort sett på sitt høyeste for alle kommuner i perioden 2005 til 2010. En politisk hendelse som fant sted i dette tidsrommet, var at de baltiske landene ble medlem av EU i 2004. Som en følge av dette økte arbeidsinnvandringen til landet i de påfølgende årene.

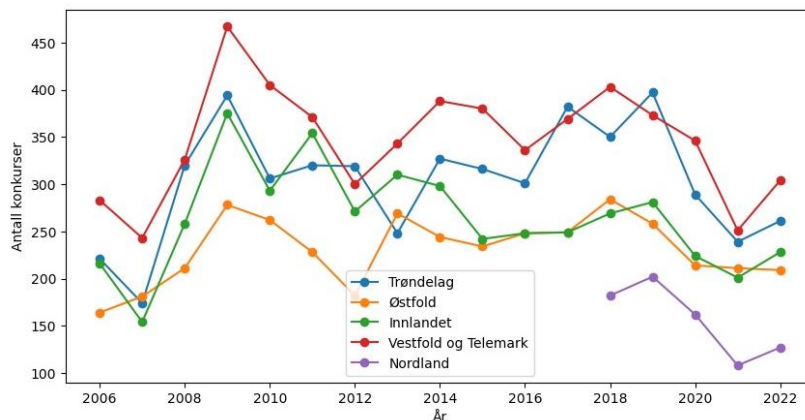
Figur 2.4.3.7 Boligprisindeks



Figur 2.4.3.7 viser utviklingen i boligprisindeksen. Utviklingen har vært relativt lik for alle fylkene, der alle har hatt en solid vekst fra referanseåret 2003 og ut perioden i

2022⁵. Det området som skiller seg mest ut er Innlandet, som har hatt en sterkere vekst i perioden 2018-2020 enn de andre fylkene, etterfulgt av et fall fra 2020-2022. Vestfold og Telemark er det fylket med færrest indeks-poeng i 2022 og Nordland er det med flest.

Figur 2.4.3.8 Konkurser

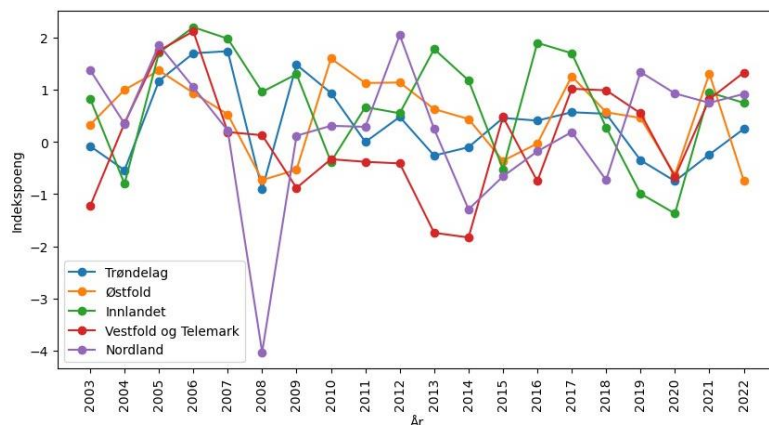


Figur 2.4.3.8 viser utviklingen i konkurser i de respektive fylkene. Der har trenden i utviklingen vært relativt lik for de fleste områdene. Det fylket som skiller seg mest ut er Nordland, der det bare er

tilgjengelig data fra 2018 og ut. Vestfold og Telemark skiller seg også ut med en topp på over 450 konkurser i 2009. Ettersom finanskrisen traff landet i 2008, kan en følge av dette være at konkurstallene for de fleste fylkene stort sett er på sitt høyeste i 2009.

⁵ Grafen har sitt utspring i 2002, for å illustrere indeksstart på 100 poeng. Som forklart i 2.4.1 bruker vi siste observasjon i året, slik at indeksen i 2003 er høyere enn referansenivået.

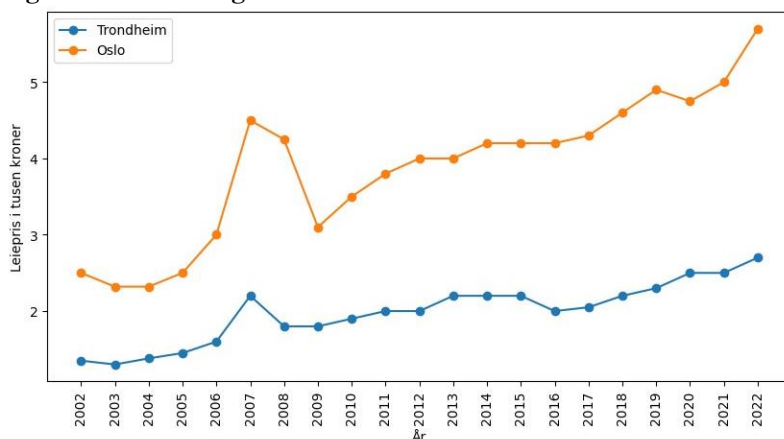
Figur 2.4.3.9 Investeringer



Figuren viser utviklingen i forventede investeringer for hvert fylke, hvor de fleste fylkene ligger mellom -1 og 2 indekspoeng gjennom hele perioden. Det som skiller seg ut mest er Nordland, som hadde en kraftig fall i 2008. Det er flere

av de andre fylkene som også hadde et fall i 2008, blant annet Trøndelag. Igjen har dette mest sannsynlig en sammenheng med finanskrisen som inntraff det samme året. Det man kan tolke ut fra resultatene er at denne krisen hadde en større innvirkning på Nordland, ettersom fallet var helt nede på -4. Vi vet at det er mye fiskerinæring i Nordland som er avhengig av eksport. Ettersom finanskrisen påvirket internasjonal økonomi enda hardere enn den norske, kan de dårlige framtidsutsiktene til bedriftene i Nordland være et resultat av dette. Som vi ser fra grafen øker forventningene om fremtiden raskt, og i 2009 er Nordland tilbake på det samme nivået som de hadde i 2007, året før finanskrisen.

Figur 2.4.3.10 Næringseiendom



Figuren viser utviklingen i prisene på næringseiendom i Oslo og Trondheim. Med unntak av 2006-2009 har prisene økt gjennom hele perioden. Fra 2006 til 2007 så økte prisene spesielt i Oslo, før finanskrisen inntraff i 2008. Da

falt prisene veldig frem til 2009. Fra 2019 til 2020 faller prisene litt, som nok kan koples til koronapandemien, men prisene skyter fart igjen mot slutten av perioden. Videre ser vi at det er stor prisforskjell mellom Trondheim og Oslo, der Oslo har mye høyere priser. Dette er naturlig ettersom Oslo er en mye større by der etterspørselen etter næringseiendom er større enn i Trondheim, og dermed opplever høyere priser.

2.5 Oppsummering

Ideelt sett skulle vi hatt et datasett uten brudd i tidsserien og med komplette tidsserier for forklaringsvariablene over flere år. Det hadde også vært gunstig å unngå perioden med fylkessammenslåinger. Da dette ikke er tilfelle, har vi måttet ta valg om hvordan å organisere datasettet og veie fordeler og ulemper mot hverandre. Dette har gitt verdifull innsikt i hvordan empirisk forskning stadig krever å veie opp ulike hensyn og argumentere for valg når data ikke er helt komplett. Til slutt lander vi på et datasett som dekker den lange perioden 1995-2022, men dette til tross har relativt få observasjoner. Den deskriptive statistikken viser likevel en god oversikt for hvor stor variasjon det er i de ulike forklaringsvariablene, samt antallet observasjoner for de ulike variablene. Dette er nyttig informasjon å ta med seg videre når man skal tolke resultatene som kommer frem i analysedelen.

3 Estimeringsstrategi og økonometrisk rammeverk

Oppgavens formål er å undersøke sammenhenger mellom mislighold og tapsutsatte lån hos Lokalbank Alliansen og de presenterte økonomiske variablene, og fremstille en så forklaringskraftig og presis empirisk modell som mulig. Den videre ambisjonen er at analysen og modellrammeverket kan benyttes strategisk av Lokalbank og medlemsbankene for å forberede seg på og motvirke tap, både i personmarkedet og bedriftsmarkedet.

For å komme frem til kjernemodeller som innfrir oppgavens målfunksjon i størst mulig grad, begynner vi bredt. Utgangspunktet er en regresjonsligning som inkluderer alle variablene som er relevante for det aktuelle markedet. Derifra snevres antallet forklaringsvariabler inn, slik at sluttresultatet er en forholdsvis ukomplisert og ryddig spesifisering. Dette innebærer at de første regresjonene er basert på utvalg med færre observasjoner enn hva panelet faktisk kan tilby, da tidsseriene for enkelte variabler er kortere enn for andre. Vi kjører derfor flere regresjoner og fjerner utvalgte variabler underveis. Da vektlegges estimatorenes signifikans, påvirkningskraft og robusthet (konsistent fortegn), samt selve modellens forklaringskraft (R-squared) og antall observasjoner.

3.1 Økonometrisk metode

3.1.1 Pooled OLS

I den innledende delen av analysen benyttes pooled OLS (POLS) i arbeidet mot kjernemodellene. Panelet behandles da som et samlet sett av observasjoner, hvor estimatoren beregnes med minste kvadraters metode. Hver observasjon måles mot det totale gjennomsnittet, uten å ta hensyn til tids- eller individspesifikke effekter. Vi er i første omgang opptatt av å skaffe oversikt over variablenes fortegn og omtrentlige forklaringskraft og signifikans, slik at modellen kan trimmes og spisses. Da vil POLS med gjennomsnittseffekter både over tid og på tvers av enheter, bidra enkelt og effektivt til å identifisere de sentrale påvirkerne. Siden forklaringsvariablene i analysen i all hovedsak er makroøkonomiske, antar vi i utgangspunktet lite utslagsgivende korrelasjon mellom dem og individuelle enhetseffekter. Når første skritt uansett er å skille ut essensielle drivere, ser vi foreløpig på enhetsspesifikke deler av restleddet som relativt uviktige. Når det kommer til mer tidsspesifikke effekter, som makroøkonomiske endringer, er dette tross alt noe av det vi ønsker å studere. Derfor vil vi i utgangspunktet ikke bruke såkalt time-fixed-effects-estimering, som transformerer disse ut av modellen. Altså skjer det innledende arbeidet med kjernemodellene ved hjelp av POLS, og tar utgangspunkt i følgende spesifiseringer:

Personmarked:

$$\begin{aligned} misPM_{it} = & \alpha_1 + \gamma_1 Utl\ddot{a}nsvekstPM_{it} + \beta_1 BPidx_{jt} + \beta_2 ledighet_{jt} + \\ & \beta_3 Befolkningsvekst_{jt} + \beta_4 Konkurs_{jt} + \beta_5 invest_{jt} + \lambda_1 styring_t + \lambda_2 L\ddot{o}nnsvekst_t + \\ & \lambda_3 K2vekst_t + \lambda_4 KPIvekst_t + u_{1ijt} \end{aligned} \quad (3.1.1)$$

Bedriftsmarked:

$$\begin{aligned} misBM_{it} = & \alpha_2 + \gamma_2 Utl\ddot{a}nsvekstBM_{it} + \beta_6 LeiN\ddot{a}rDom_{jt} + \beta_7 ledighet_{jt} + \\ & \beta_8 Befolkningsvekst_{jt} + \beta_9 Konkurs_{jt} + \beta_{10} invest_{jt} + \lambda_5 NIBOR_t + \lambda_6 L\ddot{o}nnsvekst_t + \\ & \lambda_7 K2vekst_t + \lambda_8 KPIvekst_t + u_{2ijt} \end{aligned} \quad (3.1.2)$$

$$i = \text{bank}, j = \text{region}, t = \text{\AA}r$$

De respektive konstantleddene er representert ved α_n , og feilleddet ved u_n , der $n = 1,2$. Utl\ddot{a}nsvekst i hvert marked har koeffisient γ_n , $n = 1,2$, regionale makrovariabler har koeffisient β_n , $n = 1-10$, og rene makrovariabler som kun varierer over tid har koeffisient λ_n , $n = 1-8$.

3.1.2 Dynamiske effekter

De to tidligere analysene som har v\ddot{a}rt mest sentrale i v\ddot{a}rt arbeid (Climent-Serrano og Pav\ddot{a}a, 2014 og Berge og Boye, 2007) inkluderer begge tidsforskyvning (lags) blant effektene som er tatt i betraktning. I det hele tatt er det b\ddot{a}de plausibelt og logisk at endringer i variabler kan f\ddot{a} utslag f\ddot{o}rst i senere perioder. I tillegg til potensielt sterkere modeller, er dette hensiktsmessig \ddot{a} undersøke gitt ambisjonen om at oppgavens modeller skal kunne brukes strategisk i Lokalbanks videre virksomhet. N\ddot{a}r vi er tilfredse med de variablene som st\ddot{a}r igjen etter den initiale innsnevringen, estimerer vi derfor en versjon av denne modellen der alle forklaringsvariablene ogs\ddot{a} er lagget med en periode. Igjen blir da p\ddot{a}virkningsgrad, signifikans og forklaringskraft avgj\ddot{o}rende for hvilke variabler som blir v\ddot{a}rende i modellene.

N\ddot{a}r det gjelder den avhengige variabelen henviser Climent-Serrano og Pav\ddot{a}a (2014) videre til Salas og Saurina (2002) sin forskning p\ddot{a} kredittrisiko i spanske kommersielle banker og sparebanker. De finner at probleml\ddot{a}nsandelen i en periode er n\ddot{a}rt knyttet til andelen i den forg\ddot{a}ende perioden, da det ikke er vanlig praksis av bankene \ddot{a} skrive ned l\ddot{a}n som tap umiddelbart etter at det har blitt kategorisert som problematisk. At l\ddot{a}n dermed kan st\ddot{a} som probleml\ddot{a}n i bankenes balanse flere p\ddot{a}f\ddot{o}lgende \ddot{a}r, gj\ddot{o}r det sv\ddot{a}rt sannsynlig med en form for endogen p\ddot{a}virkning ogs\ddot{a} i v\ddot{a}rt datasett.

Derfor estimerer vi i tillegg en spesifisering med forsinket avhengig variabel. Ikke overraskende er dette av stor betydning, slik at vi blir stående med AR(1)-modeller⁶ i begge markedene.

3.1.3 Enhetsfaste effekter

Videre er det fornuftig å ha endelige modeller med estimatorene som er kontrollert for faste enhetseffekter – en fixed-effects-transformasjon (videre også omtalt som FE). Når regresjonslikningene for kjernemodellene er på plass, viser dette om estimatorene er forventnings-skjeve grunnet bankspesifikk påvirkning. Selv om vi anser dem som forholdsvis ubetydelige i den første delen av spesifiseringsarbeidet, er det slett ikke umulig at de umålbare og uobserverte enhetsspesifikke faktorene i restleddet har en viss korrelasjon med forklaringsvariablene. Dette bryter i så fall med MLR-forutsetning⁷ 4 om uavhengige feilledd, og kan føre til skjeve og ineffektive estimater. Det er selvsagt ikke noe vi ønsker for de endelige modellene. En FE-transformasjon siler disse faktorene ut av regresjonen, ved at hver observasjon måles mot sin enhets (banks) gjennomsnitt over tid, før OLS gjennomføres på alle de snittjusterte observasjonene. Vi utnytter variasjonen innad i hver enhet, slik at egenskaper unike for hver bank som ikke varierer over tid blir ryddet ut av regnestykket. Konkrete eksempler i denne analysens kontekst kan være bankenes rykte, forretningsmodell, bedriftskultur, lokasjon og/eller historiske rolle i nærsamfunnet. Ved å kontrollere for tidsuavhengig heterogenitet mellom bankene, vil ikke slike faktorer ha mulighet til å påvirke effekten av forklaringsvariablene. Som nevnt er de initiale forklaringsvariablene for det meste av makroøkonomisk karakter, og burde sånn sett ikke være påfallende korrelert med den enhetsspesifikke delen av feilleddet. Samtidig er en stor del av dem **regionale** makrovariabler fra landsdels- eller fylkesnivå, og kan derfor tenkes å korrelere noe med uobserverte heterogene faktorer. I personmarkedet blir dette en avgjørende korrigerende for variabler som arbeidsledighet, inflasjon og ett års laggede mislighold. Også bedriftsmarkedet opplever at FE-estimeringen retter opp noe skjevhet i enkelte estimatorene.

3.2 Økonometriske utfordringer

Forskningsspørsmålet som undersøkes i denne oppgaven er forholdsvis veldefinert. Likevel må det tas enkelte hensyn i behandlingen av datamaterialet, for å sikre korrekt tolkning og pålitelig statistisk inferens. Med et relativt lite panel og korte tidsserier for de individuelle bankene, kan slike hensyn bli spesielt toneangivende i vår analyse. I det følgende adresser vi spesifikke økonometriske utfordringer i lys av dette.

⁶ Autoregressiv modell av grad 1 – én periodes forsinkelse.

⁷ Refererer til Gauss-Markov-forutsetningene for multippel lineær regresjon.

3.2.1 Utelatte variabler

Utelatte forklaringsvariabler er stadig en utfordring i enhver økonometrisk analyse. Dersom en uavhengig variabel korrelerer med en annen forklaringsvariabel som også påvirker den avhengige variabelen, vil det føre til forventningsskjevne estimater dersom en av dem utelates fra estimeringsmodellen. Den utelatte variabelen vil i stedet inngå i restleddet, slik at påvirkningen denne har på den inkluderte forklaringsvariabelen gir feilaktig utslag i den estimerte effekten på den avhengige variabelen (Wooldridge, 2020).

For å minimere risikoen for denne typen skjevhet i estimatorene, har vi inkludert forholdsmessig mange makrokarakteristiske variabler i regresjonsanalysen. De er basert på hva vi og Lokalkbank mener er sannsynlige og interessante forklaringsfaktorer for problemlånsandelen, og er fundamentert i relevante resultater fra tidligere forskning. Videre er normal praksis blant annet å inkludere kontrollvariabler, og i det minste beholde variabler til tross for insignifikans slik at problemet i hvert fall ikke skapes av en selv, men i vårt tilfelle er ikke slike løsninger like åpenbare. Makroøkonomiske variabler kjennetegnes nemlig generelt av en viss samvariasjon, som dermed gir en overhengende fare for multikollinearitet når mange av denne typen variabler inkluderes i samme modell (utdypning følger i neste delkapittel). Dette leder til at en del variabler ikke kan beholdes i de endelige kjernemodellene i analysen, som dermed nødvendigvis er en anelse utsatt for utelatt variabelproblem.

3.2.2 Multikollinearitet

Som nevnt påvirker makroøkonomiske variabler hverandre og henger tett sammen i de økonomiske konjunktorene, noe som kan gjøre multikollinearitet til en utfordring. Der vi mistenker høy grad av dette eller at variabler med færre observasjoner trekker ned presisjon og signifikansnivå, blir det avgjørende for hvilke variabler som droppes fra kjernemodellene. Multikollinearitet viser til uheldig omfattende korrelasjon mellom to eller flere forklaringsvariabler, som kan gjøre det vanskelig å estimere deres respektive påvirkningskraft (Wooldridge, 2020). Ta følgende regresjon som eksempel

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u, \quad (3.2.1)$$

hvor x_1 er forklaringsvariabelen vi er opptatt av. Variansen til estimatoren $\hat{\beta}_1$ er definert ved

$$\text{var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{SST_1 - R_1^2} \quad (3.2.2)$$

hvor σ^2 er variansen til de uobserverte residualene, SST_1 er den totale variasjonen i x_1 , og R_1^2 er andelen av variasjon i x_1 som kan forklares av x_2 . Jo tettere x_1 og x_2 er korrelert, altså jo mer x_2

forklarer av variasjonen i x_1 , desto nærmere 1 vil R_1^2 være. Dette driver $\text{var}(\hat{\beta}_1)$ oppover og gjør det vanskeligere å estimere $\hat{\beta}_1$ presist. Når det meste av variasjonen i en uavhengig variabel forklares av en eller flere andre, er det vanskelig å beregne dens særegne effekt ut ifra den lille unike variasjonen som er igjen. Det samme problemet oppstår dersom SST_1 er lav. Variasjonen, eller summen av kvadrerte avvik fra gjennomsnittet, bestemmes i all hovedsak av antall observasjoner, slik at også få observasjoner kan gi ufordelaktig høy $\text{var}(\hat{\beta}_1)$. Ved å øke antall observasjoner vil man få en høyere SST_1 , og i tillegg få mer variasjon i x_1 som ikke forklares av x_2 . Begge deler vil gi lavere varians for estimatoren, og gjøre en mer presis estimering av den enklere. Derfor er dette noe vi vektlegger i utarbeidingen av kjernemodellene. Et annet alternativ for å motvirke problemene knyttet til partielle effekter ved multikollinearitet, er å slå sammen variabler og heller se på en samlet effekt som er lettere å estimere. I vårt forskningsspørsmål vil dette være meningsløst, da kjernen er nettopp å skille og undersøke effektene av ulike makrovariabler. Som nevnt blir løsningen heller å la påvirkningsgrad og signifikans være førende for utfiltreringen av tett korrelerte forklaringsvariabler, i en trade-off mellom utelatte variabler og multikollinearitet.

3.2.3 Heteroskedastisitet

Multipel regresjons femte forutsetning for at OLS skal være den beste lineære forventningsrette estimatoren (BLUE) er homoskedastisitet. Denne egenskapen gjelder fordelingen av residualene i regresjonen, og hvordan restleddet da har samme konstante varians gitt nivået på de ulike forklaringsvariablene. Med bruk av eksempelet i likning 3.2.1 betinger homoskedastisitet følgende:

$$\text{var}(u|x_i) = \sigma^2 \quad (3.2.3)$$

Heteroskedastisitet er motsatsen til dette, hvor variansen til restleddet derimot veksler avhengig den spesifikke verdien til forklaringsvariablene.

$$\text{var}(u_i|x_i) = \sigma_i^2 \quad (3.2.4)$$

Dette fører ikke til skjeve estimater eller inkonsistens, da det lineære forholdet mellom variablene ikke trenger å påvirkes, men som vi ser, inngår variansen til restleddet direkte i uttrykket for variansen til estimatoren i likning 3.2.2. Når det finnes informasjon i utvalget om forholdet mellom forklaringsvariabler og residualene som modellen ikke fanger opp, blir variansen, standardavvikene og standardfeilene til estimatorene skjeve som resultat. Det betyr at OLS' statistiske inferens ikke holder, og at det heller er andre metoder som kan gi estimatorer nærmere populasjonsverdien med større sikkerhet (Wooldridge, 2020).

I vår analyse er det elementer ved paneldatasettet som kan gjøre heteroskedastisitet til en utfordring. Gjentakende observasjoner av de samme enhetene, som også er tydelig geografisk inndelt, gir rom for avhengighetsforhold modellen ikke fanger opp. Derfor tester vi grunnmodell (3.1.1) og (3.1.2) for heteroskedastisitet og benytter cluster-robuste standardfeil.

3.2.4 Målefeil

Begrepet «målefeil» viser ikke nødvendigvis til slurv og unøyaktigheter i datainnsamling, men mer generelt til avviket som kan oppstå mellom en observert variabel og dens «sanne» verdi. Dette er sjeldent kritisk for en regresjonsanalyse, men avhengig av hva slags type målefeil det er snakk om, kan det føre til skjeve og inkonsistente estimatorer. Forutsatt at avviket er tilfeldig og ikke korrelerer med en avhengig variabel, unngår man skjevhet og inkonsistens. En målefeil i den avhengige variabelen selv vil dermed være uproblematisk. Det er i utgangspunktet ingen grunn til å tro at en slik feil i tillegg skal være korrelert med en uavhengig variabel, så OLS vil fortsatt ha gode egenskaper knyttet til inferens og estimater – riktignok med en større varians enn uten målefeil. Skulle feilen derimot være målt i den uavhengige variabelen, står man i fare for å begå såkalt klassisk målefeil. Avviket er sannsynligvis ikke korrelert med den sanne forklaringsvariabelens verdi, men det er svært rimelig å anta en korrelasjon med den observerte verdien. Dette fører til inkonsistente og forventningsskjeve estimater (Wooldridge, 2020).

Det ingen påfallende årsaker til at vårt datasett skal være preget av betydelige målefeil. Kildene vi har brukt under innsamlingen er pålitelige og velrennomerte leverandører av akkurat denne typen statistikk, for ikke å nevne mikrotallene supplert av Lokalkbank selv. Likevel har sortering og strukturering av datamaterialet inneholdt en del avgjørelser som kan tenkes å ha målefeilrelaterte implikasjoner. Tidsserieobservasjonene er alltid årets siste, og risikerer dermed å avvike fra variabelenes egentlige iboende verdi det året. Med fylkessammenslåinger, banker med kontorer i flere kommuner og som ellers er lokalisert langt fra storbyene, kan geografisk bundne variabler stå i fare for å ha lite representative observasjoner. Svaret på disse innvendingene er at alle valg er veloverveide og underbygget med solide argumenter tidligere i oppgaven. Samtidig gir ikke de nevnte forholdene noen grunn til å mistenke direkte diskrepans mellom observasjoner og sanne variabelverdier, men snarere en mulig utfordring knyttet til presis tolkning av resultatene. Gitt den øvrige beskrivelsen av målefeil, konkluderer vi altså med at det etter alt å dømme vil ha lite å si for analysen og resultatene i seg selv.

4 Analyse

I denne delen av oppgaven vil paneldataene analyseres og studeres, for å besvare oppgavens forskningsspørsmål basert på mislighold og tapsutsatte lån i person- og bedriftsmarkedet i hele Lokalbanc. Dette resulterer i en kompakt og presis kjernemodell for hvert marked.

4.1 Personmarkedet

4.1.1 Ledighet og styring

Først ønsker vi å bekrefte en teori om at regional arbeidsledighet og den nasjonale styringsrenten er variabler som vil ha relativt høy forklaringskraft og signifikans. Derfor begynner vi analysen med en enkel regresjon mellom mislighold i privatmarkedet og disse to variablene.

Som forventet bidrar regional arbeidsledighet og styringsrente alene med mye forklaringskraft – en R-squared på 0.189. Det kommer frem av tabell 4.1.1 og vil si at nærmere 19 prosent av variasjonen i problemlån på personmarkedet kan forklares av *ledighet* og *styring*. De er begge også svært signifikante og har betydelig påvirkningskraft hver for seg. Dette er vi riktignok ikke så opptatt av foreløpig, da inkluderingen av andre forklaringsvariabler kommer til å forvrengte disse verdiene til å begynne med. Poenget er at *ledighet* og *styring* er to variabler vi nå vet er viktige i analysen, og derfor beholder gjennom hele utarbeidingen av en kjernemodell. Dette til tross for at de innledende spesifiseringene kan få dem til å se irrelevante ut.

Tabell 4.1.1 Avhengig variabel: *misPM*
Regresjon for å bekrefte betydeligheten av regional arbeidsledighet og styringsrenten

misPM	Koef.	Std. feil	t-verdi	p-verdi	[95% Konf	Intervall]	Sig
ledighet	.239	.069	3.48	.001	.104	.375	***
styring	.131	.024	5.49	0	.084	.178	***
Konstant	-.002	.187	-0.01	.991	-.37	.366	
R-squared	0.189		Antall obs.		231		

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

4.1.2 Utgangspunkt for kjernemodell

Som beskrevet under metodekapitlet, starter vi bredt med en regresjonsmodell som inkluderer alle de forklaringsvariablene vi ser som relevante for det aktuelle markedet. For personmarkedet sitt tilfelle ser denne slik ut

$$\begin{aligned}
misPM_{it} = & \alpha_1 + \gamma_1 Utl\ddot{a}nsvekstPM_{it} + \beta_1 BPidx_{jt} + \beta_2 ledighet_{jt} + \\
& \beta_3 Befolkningsvekst_{jt} + \beta_4 Konkurs_{jt} + \beta_5 invest_{jt} + \lambda_1 styring_t + \lambda_2 L\ddot{o}nnsvekst_t + \\
& \lambda_3 K2vekst_t + \lambda_4 KPIvekst_t + u_{1ijt}
\end{aligned}
\tag{3.1.1}$$

Den generelle White-testen for heteroskedastisitet har en kji-kvadratisk test-observator p\aa 50.74 for denne spesifiseringen. Under nullhypotesen om homoskedastisitet er det omtrent 90 prosent sannsynlig \aa observere en h\oyere test-statistikk, hvilket betyr at vi ikke kan fastsl\aa heteroskedastisitet.⁸ Som beskrevet i underkapittel 3.2.3 om \okonometriske utfordringer, kan den naturlige gruppestrukturen p\aa bankene og andre mer geografisk avgrensede faktorer likevel f\oyre til klyngekorrelasjon i datasettet. Det krever i s\aa fall standardfeil som er beregnet for \aa v\are robuste mot akkurat dette for \aa sikre gyldig inferens (Wooldridge, 2020). Derfor velger vi \aa benytte cluster-robuste standardfeil videre.

I tabell 4.1.2 er de innledende resultatene presentert. Sett bort fra den forventede forvrengningen av estimatorene for regional arbeidsledighet og styringsrenten, er det enkelte uavhengige variabler som umiddelbart skiller seg ut som tydelig insignifikante i kolonne (1). Regional boligprisindeks har sammen med befolkningsveksten og forventede investeringer sv\art lave t-statistikker, og tas derfor ut av modellen etter en F-test for samlet signifikans⁹. Dette gjelder strengt tatt ogs\aa den nasjonale veksten i l\onn og gjeld, men til forskjell fra *BPidx* og *invest*, har disse variablene observasjoner for hele perioden. Vi inkluderer dem derfor ogs\aa i neste steg. I kolonne (2) ser vi likevel at estimatorene deres fortsatt har lav signifikans. Derfor tar vi ut *L\ddot{o}nnsvekst* og *K2vekst* i kolonne (3) etter en F-test¹⁰. I kolonne (4) fjernes til slutt *Konkurs* p\aa bakgrunn av insignifikans og f\aa observasjoner. Med flere observasjoner \okrer modellens presisjon med en gang,¹¹ der resultatet er en modell hvor personmarkedets utl\ansvekst, regional arbeidsledighet, styringsrenten og inflasjonen, alle inng\ar som forklaringsvariabler p\aa minimum 10 prosent signifikansniv\aa. I og med at den endelige kjernemodellen ogs\aa skal kontrollere for tidsforskyvning og enhetsfaste effekter, avventer vi den kvantitative tolkningen av disse resultatene til modellen er klar for \aa robusthetssjekkes.

⁸ Tabell for testen er \aa finne i *Appendiks 1*

⁹ *Appendiks 2*

¹⁰ *Appendiks 3*

¹¹ Med forbehold om at flere observasjoner endrer utvalget, slik at endringer i koeffisienter og signifikansniv\aa ikke n\oddvendigvis er resultatet av en bedre spesifisert modell

Tabell 4.1.2 Avhengig variabel: *misPM*
Regresjoner for å sile ut forklaringsvariabler som blir overflødige i kjernemodellen

VARIABLER	(1) POLS	(2) POLS	(3) POLS	(4) POLS
UtlånsvekstPM	-0.0194*** (-3.499)	-0.0194** (-3.084)	-0.0204** (-2.266)	-0.0206* (-1.951)
BPidx	0.00113 (0.430)			
ledighet	0.218 (0.942)	0.182 (1.110)	0.190 (1.143)	0.272*** (3.975)
Befolkningsvekst	-0.230 (-0.618)			
Konkurser	-0.00148** (-2.461)	-0.00141 (-1.739)	-0.00109 (-1.565)	
invest	-0.0138 (-0.232)			
styring	0.0930 (1.343)	0.0474 (0.949)	-0.0365 (-0.791)	0.125** (2.507)
Lønnsvekst	-0.0467 (-0.577)	-0.0452 (-0.622)		
K2vekst	-0.0282 (-1.062)	-0.0281 (-0.881)		
KPIvekst	0.0615* (1.931)	0.0759* (2.186)	0.0911** (2.354)	0.106** (3.085)
Konstant	0.676 (0.585)	0.975 (1.684)	0.604 (1.556)	-0.174 (-0.610)
Observasjoner	154	154	154	222
R-squared	0.127	0.119	0.109	0.194

Robuste t-verdier i parentes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

4.1.3 Tidsforskyvning

For å forsøke å fange opp eventuelle forsinkede effekter, lager vi ett års laggede variabler for hver av forklaringsvariablene i kolonne (4), tabell 4.1.2, og legger til disse i en felles regresjon. Vi sammenligner hver enkelt variabel med sin laggede versjon, og beholder den av dem med høyest signifikans i en endelig kjernemodell for personmarkedet. De øvrige variablene tester vi for samlet signifikans, før vi tar dem ut av modellen. I tabell 4.1.3 er resultatene fra denne regresjonen presentert. Her er også p-verdiene rapportert, som forteller hvor sannsynlig det er å observere en mer ekstrem t-statistikk enn den beregnede, skulle nullhypotesen om en koeffisient lik null stemme.

Tabell 4.1.3 Avhengig variabel: *misPM*
Regresjon med en periodes lag for hver variabel

misPM	Koef.	Std. feil	t-verdi	p-verdi	[95% Konf	Intervall]	Sig
misPM_lag1	.619	.03	20.52	0	.551	.687	***
UtlånsvekstPM	-.014	.006	-2.32	.046	-.029	0	**
UtlånsvekstPM_lag1	-.006	.006	-1.12	.293	-.019	.006	
ledighet	.216	.091	2.38	.041	.01	.421	**
ledighet_lag1	-.095	.064	-1.47	.175	-.24	.051	
styring	.116	.049	2.39	.041	.006	.226	**
styring_lag1	-.076	.052	-1.46	.177	-.194	.041	
KPIvekst	.077	.024	3.26	.01	.023	.13	***
KPIvekst_lag1	.025	.046	0.54	.605	-.08	.13	
Konstant	-.132	.168	-0.79	.452	-.511	.248	
R-squared	0.529		Antall obs.		211		

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Alle samtidige forklaringsvariabler er signifikante på minst 5 prosent, og er også langt mer kraftfulle enn året før. F-testen¹² for samlet signifikans kan ikke avvise de laggede variablenes ubetydelighet, så derfor inkluderes ingen lagget versjon av de uavhengige variablene i en endelig kjernemodell. Den laggede endogene variabelen er derimot svært signifikant og har den høyeste effekten på kontemporære mislighold. I lys av dette er ikke de andre laggede variablenes insignifikans spesielt overraskende, da korrelasjonen mellom dem fører til stor grad av multikollinearitet. Det aller meste av effektene fra forrige periodes uavhengige variabler fanges opp av forrige periodes problemlånsandel, og påvirker slik inneværende periodes problemlånsandel. Hadde vi vært veldig interessert i effekten av de laggede uavhengige variablene, ville denne typen autoregressiv modell virket overkontrollerende. En enkel estimering¹³ hvor den endogene forsinkelsen er droppet viser dog at forklaringskraften faller drastisk, fra en R-squared på 0.529 til en på 0.198. Dette tyder på en viss seriekorrelasjon i restleddet, hvor systematiske mønstre i utvalget ikke fanges opp av modellen uten endogen forsinkelse. I tillegg forverres alle forklaringsvariablenes signifikans – både samtidige og laggede. Dermed er det uansett mest hensiktsmessig å kun inkludere mislighold som lagget variabel.

¹² *Appendiks 4*

¹³ *Appendiks 5*

4.1.4 Fixed effects

Den tentative kjernemodellen for personmarked har nå en autoregressiv form, hvor den avhengige variabelens verdier fra perioden før også er inkludert som forklaringsvariabel.

$$misPM_{it} = \alpha_1 + \rho_1 misPM_{it-1} + \gamma_1 UtlansvekstPM_{it} + \beta_2 ledighet_{jt} + \lambda_1 styring_t + \lambda_4 KPIvekst_t + \eta_{1i} + e_{1ijt} \quad (4.1.1)$$

Her er det sammensatte feilleddet u_{1ijt} dekomponert i en enhetsspesifikk tidsuavhengig del, η_{1i} , og en idiosynkratisk del, e_{1ijt} . For den endelige kjernemodellen på personmarkedet gjør vi en FE-estimering av denne spesifiseringen, slik at η_1 transformeres ut av likningen. Nå som vi har etablert en modell med relativ høy forklaringskraft og identifisert de sentrale driverne, ønsker vi å kontrollere for uobserverte heterogene effekter som ikke varier over tid. Vi forventer som nevnt ingen ekstreme endringer i koeffisientene λ_1 og λ_4 , da det ikke er noen åpenbare årsaker til korrelasjon mellom rene makrovariabler og enhetsspesifikke bankfaktorer. Det kan derimot ha mer å si for γ_1 og β_2 som representerer henholdsvis mikro- og regionale makrovariabler. Uansett ønsker vi en kjernemodell som tar høyde for den mulige påvirkningen fra slike effekter.

De følgende tolkningene av resultatene i tabell 4.1.4 gjøres under forutsetning om at alt annet holdes likt. En økning i fjorårets mislighold og tapsutsatte lån på 1 prosentpoeng er forventet å øke dagens mislighold med 0.5 prosentpoeng. Dette er en noe lavere effekt enn med POLS, men fortsatt meget sterk og signifikant. En økning i utlansveksten på 1 prosentpoeng er forventet å

**Tabell 4.1.4. Avhengig variabel: *misPM*
Kjernemodell estimert med POLS og FE**

VARIABLER	(1) POLS	(2) FE
<i>misPM_lag1</i>	0.600*** (11.27)	0.504*** (6.512)
UtlansvekstPM	-0.0194** (-2.756)	-0.0169** (-2.295)
ledighet	0.0561 (1.235)	0.168** (2.913)
styring	0.0620* (2.199)	0.0739* (2.250)
KPIvekst	0.0971*** (4.652)	0.112*** (4.762)
Konstant	-0.0298 (-0.182)	-0.318 (-1.661)
Observasjoner	220	220
R-squared	0.551	0.518
Antall grupper		10

Robuste t-verdier i parentes
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

redusere misligholdene med 0.17 prosentpoeng. Signifikansnivået er over 5 prosent og ellers veldig likt resultatet med POLS. En økning i regional ledighet på 1 prosentpoeng er forventet å øke problemlånsandelen med 0.17 prosentpoeng. Her er effekten større med FE enn med POLS, samt statistisk signifikant på 5 prosent, fremfor helt insignifikant. En 1 prosentpoengs heving av styringsrenten gir en forventet økning på 0.07 prosentpoeng i problemlånsandelen, signifikant på 10 prosent, som er omtrent det samme resultatet som med POLS. Til slutt fører

en 1 prosentpoengs høyere inflasjon til en forventet økning på 0.11 prosentpoeng i misligholdene. Dette er en litt sterkere effekt med FE, som også er signifikant over 1 prosent.

Med enhetsfaste effekter blir signifikansen til hver koeffisient enten bedre eller uendret, slik at alle er på minimum 10 prosent. Samtidig ser vi som nevnt noen endringer i koeffisientene, som tyder på en viss korrelasjon mellom tidsuavhengige heterogene faktorer og disse forklaringsvariablene. Uten FE-transformasjon overvurderes effekten av forrige periodes mislighold, mens effekten av regional ledighet og prisvekst undervurderes. Dermed justerer estimeringen i kolonne (2) for noe skjevhet forårsaket av uobserverte og tidsuavhengige individspesifikke faktorer. Dette gjør riktignok at modellens forklaringskraft faller noen få hakk, men dette er svært marginalt. En R-squared som går fra 0.551 til 0.518 rettfærdiggjøres av mindre forventningsskjevne og mer signifikante estimatorene.

4.1.5 Robusthetssjekker

For å undersøke den endelige kjernemodellens robusthet, gjennomfører vi noen runder med alternative spesifiseringer og ser hvordan dette påvirker koeffisientene. I tabell 4.1.5 kolonne (2)-(5) kjører vi fire nye regresjoner hvor hver av de uavhengige variablene tas ut etter tur. Utslag i de øvrige estimatorene vil da avsløre mulige svakheter eller andre bemerkelsesverdige egenskaper ved modellen.

Tabell 4.1.5 Avhengig variabel: *misPM*
Robusthetssjekker med ulike spesifiseringer og tidsfaste effekter.

VARIABLER	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE	(6) FE
misPM_lag1	0.504*** (6.512)	0.500*** (5.817)	0.558*** (8.253)	0.566*** (12.37)	0.524*** (6.051)	0.534*** (6.618)
UtlånsvekstPM	-0.0169** (-2.295)		-0.0169** (-2.346)	-0.0116 (-1.691)	-0.0143* (-2.136)	-0.0118* (-1.991)
ledighet	0.168** (2.913)	0.168** (2.673)		0.181* (2.227)	0.0389 (0.569)	0.231 (1.455)
styring	0.0739* (2.250)	0.0619 (1.657)	0.0757* (2.195)		0.0798* (2.205)	
KPIvekst	0.112*** (4.762)	0.100*** (4.703)	0.0765** (2.904)	0.124*** (4.552)		
Konstant	-0.318 (-1.661)	-0.399* (-2.056)	0.151** (2.304)	-0.297 (-1.207)	0.231 (1.143)	-0.495 (-0.625)
Tidsfaste effekter	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja
Observasjoner	220	220	220	220	220	220
R-squared	0.518	0.498	0.506	0.479	0.489	0.581
Antall grupper	10	10	10	10	10	10

Robuste t-verdier i parentes
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Som det fremkommer av tabellen og de nevnte kolonnene, er effekten av forrige periodes problemlånsandel svært robust. Uavhengig av hvilken forklaringsvariabel som utelates fra spesifiseringen virker effekten i samme retning og koeffisienten ligger alltid mellom 0.50 og 0.57. Fortegnet er konsistent også for de øvrige variablene i alle spesifiseringene, noe som er gunstig, men likevel bare et forventet minimum. De fleste av dem står i tillegg svært stødig, med lite utslag i påvirkningskraft. Utlånsvekst svinger mellom -0.017 og -0.014, mens styringsrenten beveger seg mellom 0.06 og 0.08. Regional arbeidsledighet er på sin side jevn mellom 0.16 og 0.19, helt til spesifiseringen uten vekst i KPI i kolonne (5). Da faller den til omtrent 0.04, noe som tyder på en vesentlig korrelasjon mellom disse to variablene. Dette gjenspeiles til en viss grad hos *KPIvekst*, som ligger jevnt over 0.1 frem til *ledighet* utelates og den da faller godt under 0.08. Det betydelige fallet i koeffisienten for arbeidsledighet impliserer en feilspesifisering og undervurdering dersom *KPIvekst* utelates fra modellen. Siden inflasjonen har positiv påvirkning på problemlånsandelen, indikerer den negative skjevheten i ledigheten en negativ korrelasjon mellom de to variablene. Dette er forventet ifølge økonomisk teori, hvor høyere sysselsetting presser lønninger oppover, som så fortegner seg i produktprisene i varemarkedet. Samtidig gir økt lønnsnivå høyere disponibel inntekt, som typisk øker kjøpekraft og etterspørsel som også driver prisnivået opp. En enkel korrelasjonsmatrise¹⁴ bekrefter dette.

Hovedpoenget fra disse sjekkene er at kjernemodellen for personmarkedet er meget robust. Det store innledende problemet knyttet til multikollinearitet er løst, og effekten av de gjenstående variablene er jevn og stødig. Når det er sagt, er prisveksten og arbeidsledigheten tilstrekkelig korrelert til at en eventuell utelatelse (spesielt av førstnevnte) vil føre til skjevhet ved utelatt variabelproblem.

For å sette mikrovariablene og *ledighet* (som regional makrovariabel) på en ytterligere prøve, estimerer vi også en modell med tidsfaste effekter i kolonne (6)¹⁵. Som nevnt i metodekapitlet, vil tidsfaste effekter rydde ut de faktorene som er felles for alle bankene i den enkelte tidsperioden. Det omfatter i hovedsak de nasjonale makrovariablene, som dermed ikke kan estimeres med en slik tilnærming. Fjorårets mislighold, utlånsveksten og regional arbeidsledighet vil derimot variere mellom bankene¹⁶ for hvert år, og kan dermed kontrolleres for tidsfaste effekter. Ved å sammenligne koeffisientene fra kjernemodellen med dem fra en tids-FE-estimering, avdekkes mulig avhengighet av variabler som er like for hele nasjonen. Her er den mest interessante

¹⁴ *Appendiks 6*

¹⁵ Viser til tabell 4.1.5. Gjelder ut avsnittet.

¹⁶ Med forbehold om at noen av bankene ligger i samme region og da vil ha den samme regionale ledighet

variabelen *ledighet*.¹⁷ Dens påvirkning har allerede vært undersøkt i samspill med en rekke nasjonale makrovariabler, men tids-FE-estimeringen vil i tillegg kontrollere for arbeidsledighet på nasjonalt nivå. Det er slett ingen urimelig antakelse at regional og nasjonal ledighet er korrelert, og at dette påvirker effekten av regional ledighet på mislighold når forholdet estimeres med tidsfaste effekter. I kolonne (6) ser vi at dette er tilfelle, da 1 prosentpoeng høyere regional arbeidsledighet fører til 0.23 prosentpoeng høyere misligholdsandel, mens effekten i kjernemodellen er på 0.17 prosentpoeng. Altså underestimeres effekten av ledighet når vi ikke kontrollerer for tidsfaste effekter. Antar vi at denne skjevheten utelukkende skyldes korrelasjon mellom regional og nasjonal arbeidsledighet, og at nasjonal ledighet også har positiv effekt på problemlånsandelen, impliserer underestimering en negativ korrelasjon mellom de to typene ledighet. I og med at hele fem regioner er representert over drøye 25 år, er en slik sammenheng svært lite sannsynlig. Som forklart kontrollerer riktignok tidsfaste effekter for absolutt alt som er likt mellom enhetene hvert år, og ikke kun nasjonal arbeidsledighet. Det kan være faktorer som politiske tiltak, regulatoriske endringer, den geopolitiske situasjonen eller den øvrige utviklingen på verdensmarkedet. Slike faktorer kan tenkes å påvirke både regional ledighet og problemlånsandelen i varierende grad og ulike retninger, og således føre til utslaget i β_1 som vi ser i kolonne (6). Sammen med muligheten for multikollinearitet gjør slike sammenhenger at koeffisienten ikke er statistisk signifikant. Til tross for en naturlig høyere forklaringskraft, gir altså ikke tids-FE-estimeringen avgjørende ny informasjon.

¹⁷ Som forventet påvirkes ikke koeffisientene for *misPM_lag1* og *UtlånsvekstPM* nevneverdig

4.2 Bedriftsmarkedet

4.2.1 Utgangspunkt kjernemodell

Vi starter først med en regresjon med alle de uavhengige variablene som er aktuelle for bedriftsmarkedet. Denne regresjonsmodellen ser derfor slik ut

$$\begin{aligned} misBM_{it} = & \alpha_2 + \gamma_2 Utl\ddot{a}nsvekstBM_{it} + \beta_6 LeiN\ddot{a}rDom_{jt} + \beta_7 ledighet_{jt} + \beta_8 Befolkningsvekst_{jt} \\ & + \beta_9 Konkurs_{jt} + \beta_{10} invest_{jt} + \lambda_5 NIBOR_t + \lambda_6 L\ddot{o}nnsvekst_t + \lambda_7 K2vekst_t \\ & + \lambda_8 KPIvekst_t + u_{2it} \end{aligned}$$

(3.1.2)

Resultatet fra denne regresjonen kan man se i tabell 4.2.1. Som man kan se, gir dette svært få signifikante resultat, basert på bare 151 observasjoner. Fra deskriptiv statistikk så kan man se at den avhengige variabelen inneholder helt opp til 231 observasjoner. Derfor er et fall til 151 betydelig, og vil dermed ha mulig påvirkning på estimeringsegenskapene til modellen. Det er ingen av forklaringsvariablene som er signifikante.

Tabell 4.2.1: Komplet regrejon for alle forklaringsvariabler med *misBM* som avhengig variabel.

VARIABLER	(1) misBM
Utl\ddot{a}nsvekstBM	-0.0114 (-0.403)
LeiN\ddot{a}rDom	-0.137 (-0.408)
ledighet	0.438 (0.567)
Befolkningsvekst	-0.938 (-0.599)
Konkurs	0.00812 (1.416)
invest	-0.348 (-1.000)
NIBOR	-0.121 (-0.268)
L\ddot{o}nnsvekst	-0.0724 (-0.197)
K2vekst	0.176 (1.015)
KPIvekst	0.199 (0.704)
Konstant	-0.332 (-0.0933)
Observasjoner	151
R-squared	0.042

t-verdier i parentes
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Som i personmarkedet undersøker vi deretter om det eksisterer heteroskedastisitet i data ved hjelp av en White-test¹⁸. Med testens p-verdi, så er det 98 prosent sannsynlighet for å oppdage en kji-kvadratisk testobservator som er høyere enn 43.17. Derfor kan vi ikke avvise homoskedastisitet i

¹⁸ *Appendiks 7* viser White-testen

data. Likevel velger vi å benytte oss av cluster-robuste standardfeil, av samme grunn som i personmarkedet.

Det er vanskelig å finne noen gode resultater å bygge videre på fra tabell 4.2.1. Derfor velger vi en alternativ fremgangsmåte der vi heller starter med få variabler som gir en stor observasjonsmengde og relativ høy forklaringsgrad, og bygger ut modellen derifra. Akkurat som i personmarkedet vil utgangspunktet for modellen være arbeidsledighet og en makro-rente, der styringsrenten er erstattet med Nibor i BM-analysen. Dette er to naturlige makrostørrelser å benytte seg av, ettersom de i stor grad kan fortelle noe om tilstanden til økonomien. Som man kan se fra tabell 4.2.2 gir dette en R-squared på 0.11, som betyr at disse to variablene har en forklaringsgrad på 11 prosent av misligholdsandelen til bankene. Det anser vi som relativt stort når man bare inkluderer to forklaringsvariabler. Det er bare Nibor som er signifikant med et nivå på 10 prosent. Likevel anser vi dette som et godt utgangspunkt ettersom observasjonsmengden er høy og det har en relativt god forklaringsgrad.

Tabell 4.2.2: Enkel regresjon med ledighet og Nibor som forklaringsvariabel, utgangspunkt for kjernemodell.

VARIABLER	(1) misBM
ledighet	1.104 (1.393)
NIBOR	0.621* (1.995)
Konstant	-0.223 (-0.0831)
Observasjoner	231
R-squared	0.111

Robuste t-verdier i parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4.2.2 Utvidelse av modellen

Deretter undersøker vi hva som skjer når vi utvider modellen med resten av forklaringsvariablene. Vi starter først med å legge til resten av de nasjonale makrovariablene i regresjonen for arbeidsledighet og Nibor. Som man kan se fra tabell 4.2.3, så gir ingen av de tre nasjonale makrovariablene noen signifikante resultat, der *Lønnsvekst* er lagt til i kolonne (1), *KPIvekst* i (2) og *K2vekst* i (3).

Neste steg er å undersøke om noen av de regionale makrovariablene kan ha en signifikant påvirkning på misligholdsandelen. Som man kan se fra kolonne (4), (5), (6) og (7), gir ingen av de regionale makrovariablene noen signifikante resultat. Noen av dem skaper også trøbbel for signifikansnivået til arbeidsledighet og Nibor. Det er også verdt å merke at i kolonne (4), (6) og (7)

faller observasjonsmengden under 200, der leieprisen for næringsseiendom, konkurser og investeringer er inkludert. Dette kan være en av årsakene til at vi får insignifikante resultater. På generelt grunnlag ønsker man å holde observasjonsmengden så høy som mulig for å få mer nøyaktige estimater, samtidig som det reduserer usikkerhet i modellen. En høy observasjonsmengde fører normalt sett til mindre sjanse for skjevhet i modellen, som kommer av at observasjoner som skiller seg ut, har dempet effekt i et stort datasett. Dessuten er også R-squared høyere i kolonne (5) sammenlignet med de andre kolonnene, med en forklaringsgrad på 13.5 prosent. En mulig forklaring på dette kan være at observasjonsmengden er høyere, med 219 observasjoner. Befolkningsvekst har en sterk koeffisient på -2.164, men denne er fortsatt ikke signifikant. Derfor blir ikke befolkningsveksten tatt med videre, tross den sterke koeffisienten.

I kolonne (8) inkluderer vi utlånsveksten for bedriftsmarkedet. Denne gir signifikante resultat på et 5 prosents nivå med en høy observasjonsmengde og høy forklaringsgrad. Det blir derfor naturlig å gå videre med modellen i kolonne (8) for videre undersøkelser. Vi venter med å tolke de kvantitative resultatene i kolonne (8) til vi har gjennomført robusthetssjekker.

Tabell 4.2.3: Ulike regresjoner, der en og en forklaringsvariabel blir lagt til i hver kolonne i tillegg til ledighet og Nibor for å undersøke hvilke variabler som gir signifikant resultat.

VARIABLER	(1) misBM	(2) misBM	(3) misBM	(4) misBM	(5) misBM	(6) misBM	(7) misBM	(8) misBM
ledighet	1.082 (1.137)	1.147 (1.410)	1.436 (1.370)	1.306 (1.182)	1.451 (1.427)	0.139 (0.200)	0.723 (0.689)	1.386 (1.269)
NIBOR	0.651** (2.334)	0.617* (1.993)	0.844** (2.474)	0.177 (0.469)	0.669* (2.093)	-0.0483 (-0.118)	0.00110 (0.00248)	0.699* (2.073)
Lønnsvekst	-0.0601 (-0.113)							
KPIvekst		0.0520 (0.406)						
K2vekst			-0.209 (-1.648)					
LeiNærDom				-0.417 (-1.071)				
Befolkningsvekst					-2.164 (-1.322)			
Konkurser						0.00641 (1.639)		
invest							-0.379 (-1.551)	
UtlånsvekstBM								-0.0628** (-2.475)
Konstant	-0.0136 (-0.00318)	-0.444 (-0.157)	-0.0935 (-0.0273)	1.247 (0.349)	-0.822 (-0.243)	1.397 (0.576)	2.054 (0.556)	-0.481 (-0.139)
Observasjoner	231	231	225	184	219	155	179	220
R-squared	0.111	0.111	0.140	0.059	0.141	0.023	0.028	0.146

Robuste t-verdier i parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4.2.3 Tidsforskyvninger

Det neste steget i prosessen er å legge til laggede variabler med ett år for alle variablene. Som i personmarkedet sammenligner vi hver kontemporære variabel med sin laggede versjon, der vi beholder den av dem med høyest signifikansnivå. Slik undersøker vi om det eksisterer noen

forsinkede effekter. Resultatene fra dette kan man se i tabell 4.2.4, kolonne (1). Den laggede misligholdsandelen gjør at vi får en autoregressiv modell av første orden, også kalt en AR(1)-modell. En AR(1)-modell bidrar til å kontrollere for autokorrelasjon i residualene, som kan føre til mer nøyaktige estimater.

Resultatene fra kolonne (1) gir oss kolonne (2). Der er forklaringsvariablene i sanntid de med høyest signifikansnivå, og derfor de som blir inkludert med videre. Den endogene laggede variabelen for mislighold er signifikant med 1 prosent, den blir også inkludert med videre. Det er også viktig å merke seg at forklaringsgraden stiger fra 15 prosent i kolonne (8) i tabell 4.2.3 til 51 prosent i kolonne (2) i tabell 4.2.4. Inkluderingen av mislighold med et års lag bidrar der til å forbedre forklaringskraften betydelig. Dermed har vi en modell som ser slik ut:

$$misBM_{it} = \alpha_2 + \rho_2 misBM_{it-1} + \gamma_2 UtlansvekstBM_{it} + \beta_7 ledighet_{jt} + \lambda_5 NIBOR_t + u_{2it} \quad (4.2.1)$$

Tabell 4.2.4: Sammenligning av variabel i sanntid og med 1 års lag, der den med høyest signifikans er i kolonne (2).

VARIABLER	(1) misBM	(2) misBM
misBM_lag1	0.665*** (13.29)	0.640*** (11.48)
ledighet	0.972 (1.117)	0.480 (0.911)
ledighet_lag1	-0.301 (-0.509)	
NIBOR	0.473 (1.322)	0.329 (1.614)
NIBOR_lag1	-0.292 (-0.952)	
UtlansvekstBM	-0.0479** (-2.490)	-0.0631** (-2.367)
UtlansvekstBM_lag1	-0.00552 (-0.601)	
Konstant	-0.337 (-0.211)	-0.0456 (-0.0310)
Observasjoner	209	218
R-squared	0.553	0.514

Robuste t-verdier i parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Ettersom vi fjerner de laggede forklaringsvariablene i tabell 4.2.4, så er det hensiktsmessig å gjennomføre en F-test for å undersøke om det er signifikant forskjell på modellen med eller uten

de laggede forklaringsvariablene¹⁹. Tolkningen av disse resultatene sier at ettersom F-statistikken er høyere enn et vanlig signifikansnivå på 0.05, kan vi ikke forkaste nullhypotesen om at det ikke er noe signifikant forskjell mellom modellene. Med andre ord er ikke noe grunn til å tro at de laggede variablene har noe signifikant effekt på misligholdsandelen. Det vil derfor være greit å fjerne de laggede variablene i dette tilfellet.

Fra kolonne (2), ser vi at ledighet og Nibor ikke har signifikant effekt. Gitt argumentasjonen i underkapittel 4.2.1, avventer vi likevel å konkludere med dette som endelig resultat. Vi ønsker først kontrollere for enhetsfaste effekter i en modell hvor disse fortsatt er inkludert.

4.2.4 Fixed effects

Den tentative kjernemodellen for bedriftsmarkedet har nå en autoregressiv form, hvor den avhengige variabelens verdier fra perioden før er inkludert som forklaringsvariabel.

$$misBM_{it} = \alpha_2 + \rho_2 misBM_{it-1} + \gamma_2 Utl\ddot{a}nsvekstBM_{it} + \beta_7 ledighet_{jt} + \lambda_5 NIBOR_t + \eta_{2i} + e_{2ijt} \quad (4.2.2)$$

Som i PM er det sammensatte feilledet u_{2ij} dekomponert i en enhetsspesifikk tidsuavhengig del, η_2 , og en idiosynkratisk del, e_{2ijt} . Når vi gjør en FE-estimering av modellen, transformeres η_2 ut av likningen. Igjen forventer vi ikke en åpenbar korrelasjon mellom rene makrovariabler og enhetsspesifikke bankfaktorer. For γ_2 og β_7 som representerer mikro- og regionale makrovariabler, kan dette ha mer å si. Vi ønsker uansett at modellen skal ta høyde for slike effekter.

Resultatene i tabell 4.2.5 kolonne (1) under, indikerer at det eksisterer noe skjevhet i estimatene. Der faller koeffisienten til *misBM_lag1* fra 0.64 i tabell 4.2.4 kolonne (2) til 0.55 i tabell 4.2.5 kolonne (1). Dette indikerer at denne variabelen inneholder skjevhet mot null, men denne effekten er ikke betydelig. Videre så endrer koeffisienten for *ledighet* seg relativt mye, der den blir doblet fra 0.48 i POLS til 0.98 med FE. Dette indikerer at denne variabelen inneholder negativ skjevhet og underestimerer effekten. For Nibor er ikke endringen i koeffisienten betydelig, men med FE så blir denne signifikant med 10 prosent, sammenlignet med POLS der den ikke er signifikant. Endringen i koeffisienten til utlånsvekst er ikke betydelig, der den er -0.063 med POLS og -0.056 med FE, men signifikansnivået endres fra 5 prosent med POLS til 10 prosent med FE.

¹⁹ *Appendiks 8* viser F-testen

4.2.5 Robusthetssjekker

Tabell 4.2.5: Robusthetssjekk: fjerner en og en forklaringsvariabel, og legger til tidsfasteffekter for mikrovariabler i kolonne (5).

VARIABLER	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE
<i>misBM_lag1</i>	0.555*** (10.94)	0.548*** (10.59)	0.592*** (13.66)	0.604*** (34.93)	0.588*** (13.80)
UtlånsvekstBM	-0.0566* (-2.245)		-0.0647** (-2.395)	-0.0501* (-2.059)	-0.0554* (-2.019)
ledighet	0.985 (1.328)	1.158 (1.494)		0.998 (1.269)	
NIBOR	0.392* (1.911)	0.365 (1.788)	0.394* (1.869)		
Konstant	-1.217 (-0.564)	-2.090 (-0.912)	1.255** (2.970)	-0.355 (-0.182)	4.892 (1.381)
Tidsfaste effekter	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja
Observasjoner	218	220	218	218	218
R-squared	0.470	0.454	0.456	0.443	0.513
Antall grupper	10	10	10	10	10

Robuste t-verdier i parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Vi gjennomfører deretter robusthetssjekk, der vi legger til alternative spesifikasjoner i den tentative kjernemodellen. Fremgangsmåten er å ekskludere en og en forklaringsvariabel for å se om det kommer frem noen svakheter ved modellen. Fra kolonne (2) i tabell 4.2.5 fjerner vi utlånsveksten. Dette fører til at koeffisienten til *ledighet* går fra 0.985 i kolonne (1) til 1.158, som er en relativ stor endring. Ellers skjer det ikke så mye, koeffisientene til verken *mislighold* eller *Nibor* blir i så stor grad endret. Signifikansnivået til variablene endrer seg heller ikke. I kolonne (3) blir *ledighet* fjernet. Her ser man de største endringene når det kommer til signifikansnivå. I dette tilfellet er alle forklaringsvariablene signifikante med minst 10 prosent, samtidig som forklaringsgraden fortsatt er veldig bra med 45 prosent. *ledighet* har aldri vært signifikant tidligere, men det har bidratt til en relativt god forklaringsgrad. Etter at vi inkluderte endogen lagget variabel så har forklaringsgraden forbedret seg betydelig, og dermed spiller ikke *ledighet* en så viktig rolle i kjernemodellen lenger. Vi argumenter for å inkludere *ledighet* tidlig i analysen, men her viser resultatene at den faktisk ikke vil være med i den ferdigstilte modellen. Dette vil vi komme tilbake til i drøftingskapittelet. Kolonne (3) gir oss en kjernemodell der alle forklaringsvariabler er signifikante, en solid forklaringsgrad i tillegg til en høy observasjonsmengde.

Til slutt kontrollerer vi for korrelasjon med tidsfaste effekter i mikrovariabelene *misBM_lag1* og *UtlånsvekstBM*. Ved å legge til tidsfaste effekter får man kontrollert for faktorer som er like for alle enhetene og kun varierer over tid. Dermed rydder vi ut potensiell skjevhet som skyldes korrelasjon med mindre observerbare og målbare nasjonale makrovariabler. Som man kan se fra kolonne (5)

så gir dette ikke det største utslaget for utlånsveksten, da koeffisienten bare endrer seg med 0.01 prosentpoeng fra kolonne (3). Tolkningen av dette er at uten tids-FE-effekter så overestimeres effekten av en endring i utlånsveksten, sammenlignet med tids- og enhetsfaste effekter. Ettersom forskjellen mellom koeffisientene med kun FE-estimering og med både tids- og enhetsfaste effekter er så liten, indikerer dette at det ikke er noen korrelasjon med nasjonale makrovariabler av betydning for effekten av utlånsveksten i bankene. Dermed er dette den endelige kjernemodellen som gir oss den beste forklaringen for hva som er driverne for misligholdsandelen i bedriftsmarkedet:

$$misBM_{it} = \alpha_1 + \rho_2 misBM_{it-1} + \gamma_2 UtlånsvekstBM_{it} + \lambda_5 NIBOR_t + e_{2ijt} \quad (4.2.3)$$

Tolkningen av resultatene fra kolonne (3) hviler på at alt annet nevnt holdes likt. En økning på 1 prosentpoeng i mislighold året før, fører til at misligholdsandelen økes med 0.592 prosentpoeng. En økning i utlånsveksten med 1 prosentpoeng, fører til at misligholdandelen faller med 0.0647 prosentpoeng. Videre fører en økning i Nibor-renten med 1 prosentpoeng til at misligholdandelen øker med 0.394 prosentpoeng. Alle variablene er signifikante med minimum 10 prosent, der den laggede endogene variabelen er signifikant med 1 prosent, utlånsveksten med 5 prosent og Nibor med 10 prosent.

5 Drøfting av resultater

I dette kapittelet kommenterer vi resultatene fra de to kjernemodellene mer utdypende, og ser dem i sammenheng med tidligere litteratur og økonomisk teori. Vi vil sammenligne de observerte effektene med de forventede effektene som er presentert i teoridelen. Mens mange av resultatene samsvarer med våre forventninger, har vi også identifisert noen overraskende funn. Dette kan skyldes at mekanismene har slått inn på en annen måte enn forventet, eller at tidligere empiri på området ikke er i samsvar med våre funn. Det vil derfor være interessant å drøfte årsakene til disse avvikene.

5.1 Personmarkedet

Personmarkedets kjernemodell utnytter variasjonen i fem uavhengige variabler for å forklare variasjonen i misligholdte og særlig tapsutsatte lån: fjorårets problemlånsandel, utlånsveksten i personmarkedet, regional arbeidsledighet, styringsrenten og inflasjonen. De er alle signifikante på 10 prosent eller bedre. Modellen har en R-squared på 0.518, som vil si at den forklarer 51.8 prosent av variasjonen i problemlånsandelen.

Forsinket endogen effekt

Et tydelig og kommentarverdig resultat er effekten forrige periodes mislighold og tapsutsatte lån har på inneværende periode. Dersom fjorårets problemlånsandel øker med 1 prosentpoeng, forventes sanntidsandelen og øke med 0.5 prosentpoeng, alt annet likt. Dette gjør det til den sterkeste og i tillegg mest signifikante koeffisienten for personmarkedet. Som nevnt i underkapittel 3.1.2 kommer nok dette hovedsakelig av at problemlånene som rapporteres i Steg 3-nedskrivningene ikke håndteres eller skrives ned som tap med en gang. Dette gjør at det samme misligholdte eller tapsutsatte lånet kan dukke opp opptil flere påfølgende år i Steg 3. Dette er ingen selvfølgelighet, men samtidig svært sannsynlig. Derfor er det en ganske tett positiv relasjon mellom inneværende og forrige periodes problemlånsandel. Den tekniske årsaken bak signifikansen til ρ_1 og den medfølgende økningen i forklaringskraften er i så måte ikke spesielt interessant, men det er derimot de mulige årsakene bak størrelsen på koeffisienten.

Et alternativ til en mekanisme kunne vært at misligholdene fungerer som en vekker – at låntakere først da innser at de ikke har hatt fullstendig kontroll over egen økonomi, for så å fatte tiltak, med strammere månedsbudsjett og tettere oppfølging av egen lånebetjening. Men da ville flere mislighold i fjor gitt færre mislighold i år, som betyr en negativ effekt av *misPM_lag1* på *misPM*. Et mer nærliggende tilfelle er kanskje heller at det eksisterer en salgs «slippery slope»-dynamikk. Det vil si at når misligholdet først melder seg hos den enkelte låntaker, er det svært utfordrende for

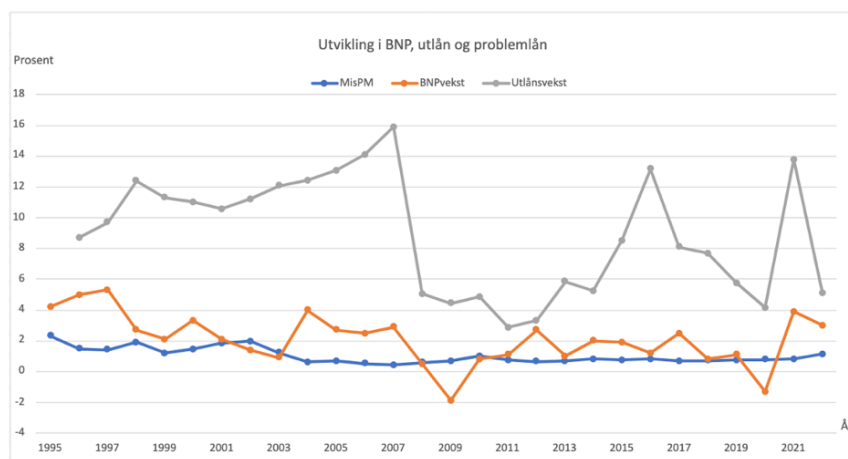
vedkommende å begrense skadeomfanget. Når det for eksempel ikke lenger går å betale ned på billånet blir det vanskeligere å ta på seg jobb lenger unna hjemmet. Dette begrenser i sin tur inntektsmulighetene og kan gjøre det mer krevende å betjene boliglånet. En slik sammenheng vil gi positivt fortegn foran *misPM_lag1*, som også er det vi faktisk ser i analysen.

Gitt de øvrige forklaringsvariablenes konjunkturbestemmende karakter, er det samtidig på sin plass å poengtere at den endogene dynamikken kan være periodeavhengig. I så fall utgjøres brorparten av virkningen fra forrige periodes problemlånsandel av effektene fra forrige periodes uavhengige variabler. Da vil fall i problemlånsandelen i fjor føre til lavere andel i år, i kraft av at begge perioder skjer under høykonjunktur. Under nedgangstider vil vi derimot få økte mislighold i fjor, som gir flere mislighold i år. I så fall er det de store realøkonomiske mekanismene som er de sentrale. Ved perioder med lav økonomisk aktivitet etterspørres og produseres færre varer og tjenester. Mindre investering i realkapital og lavere press i arbeidsmarkedet gir lavere lønnsutvikling og sysselsetting, og den generelle kjøpekraften og betalingsevnen blant husholdningene svekkes. Slik peker lavkonjunktur mot økte mislighold, og motsatt for høykonjunktur. En akselerator kan da være at bankene tilpasser seg de forventede endringene i kundenes likviditet og betalingsevne, med en kredittpraksis som enten er strengere og mer selektiv, eller rundere og mer åpen. Det vil forsterke kundenes likviditetssituasjon og trekke i samme retning som konjunktoren. Alt dette burde blitt fanget opp av de forsinkede regionale og nasjonale makrovariablene alene, men deres individuelle effekter lot seg, som beskrevet, ikke bestemme.

Utlånsvekst

Et annet resultat verdt å merke seg er påvirkningen fra veksten i bankenes utlån. Med signifikansnivå på 5 prosent, fører en utlånsvekst i personmarkedet på 1 prosentpoeng til en reduksjon i andelen mislighold på 0.017 prosentpoeng, alt annet likt. Det vil si at utlånsveksten har motsatt fortegn i forhold til forventningene fra litteraturen. Riktignok er tidligere forskning i denne

Figur 5.1.1



konteksten svært sentrert rundt økonomiske kriser og høyaktivitetsperiodene før dem. Tidsseriene i datasettet vårt rommer flere hendelser som til en viss grad kan kategoriseres som kriser, som for

eksempel koronapandemien, lavkonjunkturen etter oljeprisfallet i 2014 og selvsagt finanskrisen i 2008, uten at utlånsvekst og mislighold ser ut til å oppføre seg slik tidligere forskning antyder. Mye av dette skyldes sannsynligvis at LB tross alt består av lokale sparebanker som er lite utsatt for internasjonale finansbølger og svingninger i oljeindustrien. Dessuten er det urimelig å påstå at lokale sparebankers utlånsvekst var bidragsytende til sjokk som fall i oljeprisen og globale virusutbrudd, selv om deres ekspansjon ellers kunne tenkes å ha ført til relativt større tap når krisene først inntraff. Fra den deskriptive statistikken ser vi en gjennomsnittlig utlånsvekst som beveger seg mer eller mindre i takt med konjunktorene, uten spesielt ekstreme utslag i den gjennomsnittlige misligholdsandelen.

Som beskrevet i underkapittel 1.2.3, finnes det mange eksempler på at rask utlånsvekst er en gjentakende fellesnevner i forkant av økonomiske kriser og store tap hos bankene. En mulig innvending mot et foreslått kausalforhold i disse tilfellene er at det ikke er utlånsveksten i seg selv som omsider leder til mislighold og tap, men at den heller **kan** være et symptom på svak kredittpraksis og risikostyring. Det går bra helt til det går dårlig. For LBs del har ikke dette symptomet varslet om faktisk sykdom, da deres utlånsvekst jo har signifikant negativ påvirkning på problemlånsandelen; til tross for potensielt negative utslag under tre ulike perioder med økonomisk furor. Veksten peker dermed heller mot bærekraftig bankvirksomhet og gode forretningsmodeller, hvorpå LB som samarbeidsprosjekt kan trekkes frem som en mulig bidragsyter, dog uten øvrig empirisk belegg. Alliansen har et uttalt fokus på å skape stordriftsfordeler og kompetanseutvikling som felles oppdrag for medlemsbankene, og har felles banksentriske strategier, som for eksempel å være unike på relasjon i de respektive markedsområdene. Kombinert med en lokal tilstedeværelse som legger et naturlig grunnlag, kan dette være med å danne en lojal, pliktoppfyllende og godt profilert kundegruppe, som gir rom for sunn vekst uten vesentlig fare for økte mislighold – snarere tvert imot.

En annen mekanisme som kan spille inn på den økte utlånsvekstens påvirkning på mislighold, er om det økte utlånet er etterspørsels- eller tilbudsdrivet. Dersom utlånsveksten kommer av høyt aktivitetsnivå og økt etterspørsel i økonomien, er det ikke lenger like nærliggende å tenke at dette fører til økt misligholdsandel. Ettersom det økonomiske aktivitetsnivået er høyt og husholdningene generelt har bedre råd, vil forpliktelsene som følger med låneopptak være noe privatpersoner i større grad klarer å håndtere. I motsatt tilfelle, der utlånsveksten kommer av økt tilbud, vil forholdene sannsynligvis ligne mer på beskrivelsene i tidligere litteratur. Når banker er ute etter å ekspandere, og øker utlånsvolumet mer enn hva markedssituasjon og kredittprofilering tilsier, vil dette kunne føre til at misligholdene øker. I lys av resultatene fra vår analyse, ser det altså ut til at utlånsveksten til LBs banker er drevet av etterspørsel, og ikke av overivrige bankmenn.

Vi finner altså at den generelle sammenhengen mellom personmarkedets utlånsvekst og problemlånsandel i LB skiller seg fra den som trekkes frem i mer kriesentrert tidligere litteratur. Riktignok poengterer Kragh-Sørensen og Solheim (2014a) at tapene på husholdningslån uansett har vært moderate. Unntaket er finanskrisen i USA, som er et skrekkeeksempel på relasjonen mellom utlånsvekst og mislighold og tapsutsatte lån, og som synes å være meget fjernt fra sammenhengen hos LBs banker.

Vekst i KPI

Når det kommer til inflasjonspåvirkningen, finner vi en positiv sammenheng mellom vekst i KPI og problemlån. 1 prosentpoeng høyere inflasjon er forventet å øke andelen mislighold og tapsutsatte lån med 0.112 prosentpoeng, alt annet likt. Dette står i kontrast til implikasjonene av Philipskurven, hvor stigende inflasjon er en indikasjon på lav arbeidsledighet og høy produksjon og økonomisk aktivitet. Hvis vi, som tidligere, antar at aktivitetsnivået i en viss forstand reflekterer samfunnets samlede betalingsevne og overholdelse av låneforpliktelser, er det noe oppsiktsvekkende med en positiv koeffisient signifikant på 1 prosent for *KPIvekst*. Resultatene er mer i tråd med Svae og Vold (2021), som påpeker prisvekstens følger for styringsrenten og en sentralbank med inflasjonsmål. Når det er sagt, kontrollerer kjernemodellen også for de signifikante effektene av styringsrenten og arbeidsledigheten, så denne indirekte inflasjonspåvirkningen er i utgangspunktet ikke en aktuell mekanisme. For Lokalbanc Alliansens banker ser ikke empirien ut til å være helt enig i de tradisjonelle antakelsene knyttet til sammenhengen mellom aktivitetsnivå og misligholdelse av låneforpliktelser. Deres kunder og lån er derimot sårbare for økte konsumpriser, som isolert sett tross alt fører til en reduksjon i husholdningenes disponible inntekt. På sin side impliserer dette ganske entydig lavere gjeldsbetjeningsevne og økte mislighold.

Regional arbeidsledighet og styringsrente

Vi finner at mislighold og tapsutsatte lån på personmarkedet påvirkes som forventet av både regional arbeidsledighet og styringsrenten. Tidligere empiri og økonomisk teori har svært entydige implikasjoner for virkningsretningen av begge variablene, så et annet resultat må kunne sies at hadde vært overraskende. Med signifikansnivå på henholdsvis 5 prosent og 10 prosent fører en økning på 1 prosentpoeng til at problemlånsandelen stiger med 0.168 prosentpoeng som følge av ledigheten og 0.074 prosentpoeng som følge av styringsrenten, alt annet likt.

Dermed er det vanskelig å konkludere med annet enn at arbeidsledigheten speiler det økonomiske aktivitetsnivået, hvor høy ledighet både forårsaker og er forårsaket av svakere aggregert etterspørsel med lav likviditet og redusert transaksjonsvolum. Inntektsbortfallet dette medfører for

husholdningene problematiserer gjeldsbetjeningen og øker andelen misligholdte og tapsutsatte lån, slik Berge og Boye (2007) poengterer.

Styringsrentens påvirkning antar vi er spesielt potent gjennom etterspørselskanalen og den omtalte bankutlånskanalen. Konjunktoreffektene og gjennomslaget til bankenes egne utlånsrenter er etter resultatene å dømme vesentlig for andelen problemlån også hos Lokalbanc. Dens påvirkning var nærmest urokkelig gjennom alle de ulike spesifiseringene i robusthetssjekkene, og har aldri vært insignifikant i noen av regresjonene med utvalg på over 200 observasjoner. Med tanke på at styringsrenten tilnærmet aldri settes opp så mye som et helt prosentpoeng, er den riktignok ikke den største driveren, men vi finner den uunnværlig like så.

5.2 Bedriftsmarkedet

Resultatene for bedriftsmarkedet er basert på tre ulike forklaringsvariabler: den forsinkede endogene variabelen, utlånsveksten og Nibor-renten. Alle disse variablene viser seg å være signifikant med et nivå på minst 10 prosent, og de bidrar til en forklaringsgrad på 45 prosent. Dette tyder på at vi har kommet frem til en kjernemodell som gir en god forklaring på hvilke variabler som har en signifikant effekt på misligholdsandelen i bedriftsmarkedet.

Forsinket endogen effekt

Dersom man holder alt annet lik, så vil en økning i fjorårets misligholdsandel med 1 prosentpoeng øke misligholdsandelen med 0.59 prosentpoeng i sanntid, der denne er signifikant med 1 prosent. Forklaringskraften til modellen øker kraftig når man legger til den forsinkede effekten av misligholdsandelen i modellen med bare eksogene variabler i sanntid. Den går fra 14.6 prosent til 45 prosent i forklaringsgrad.

Som i personmarkedet blir ikke nødvendigvis lån som er plassert i Steg 3 nedskrevet eller kategorisert som tap umiddelbart. De kan befinne seg i denne kategorien i opptil flere år, slik at årets periode vil være tett korrelert med neste års. Gitt dette, er det forventet at inkluderingen av den forsinkede effekten av misligholdte lån vil styrke modellens forklaringskraft, og at koeffisienten er så høy. Det som er mer interessant, er spørsmålet om hvorfor et lån som blir kategorisert som misligholdt ett år, ofte forblir misligholdt ett år senere. En mulig årsak til at disse lånene ikke klarer å komme seg ut av misligholdt-statusen, er at det eksisterer en «slippery slope»-effekt. Denne effekten er ofte knyttet til økonomiske konjunktursvingninger, spesielt i perioder med lavkonjunktur hvor markedsetterspørselen er lav og/eller renten er høy. Dette resulterer i redusert lønnsomhet for bedrifter og høyere lånekostnader. Historisk sett har slike lavkonjunkturer kunnet strukket seg over flere år, og det kan derfor være utfordrende å endre statusen til et

misligholdt lån fra ett år til det neste. Dette kan fortsette helt til lånet enten blir kategorisert som tapt, eller til den økonomiske situasjonen bedrer seg og etterspørselen i markedet øker, noe som resulterer i forbedret lønnsomhet for bedriftene. Og dermed kan de være i stand til å følge opp avbetalingsplanen.

Utlånsvekst

Forutsatt at man holder alt annet likt, så vil en økning i utlånsveksten på 1 prosentpoeng, føre til at misligholdsandelen vil falle med 0.06 prosentpoeng, der denne effekten er signifikant på 5 prosentnivå. I teoridelen fremgår det at veksten i utlån fra bankene ofte har vært en forløper til store bankkriser. Vår analyse viser at en økning i utlånene fra LBs banker fører til en reduksjon i misligholdsandelen. Denne mekanismen blir også diskutert i teoridelen, der det beskrives en situasjon med økonomiske oppgangstider og en tro på positiv økonomisk fremtid, som resulterer i økt utlån fra bankene. Resultatene fra vår analyse kan tolkes i lys av en slik situasjon, der økte utlån fører til en nedgang i misligholdsandelen som et resultat av optimisme og tiltro til fortsatt vekst og aktivitet. Dette betyr imidlertid ikke nødvendigvis at LBs banker står overfor en kommende bankkrise der misligholdsandelen vil øke.

Det kan i like stor grad bety at det er godt drevne banker som driver en fornuftig utlånsvirksomhet. Ettersom det meste av tidligere empiri stort sett er fokusert rundt kriser, er det vanskelig å knytte resultatene våre direkte til tidligere empiri. Vi kan derfor ikke konkludere med om resultatene skyldes en oppbyggende bankkrise, eller om LBs banker simpelthen driver på en fornuftig måte. Det man kan si om mekanismen til utlånsveksten er at tiltakende vekst på utlånene går fint helt frem til et visst punkt. Når dette punktet nås, indikerer det at kredittstyringen er utilstrekkelig og at bankene har påtatt seg for stor risiko, noe som fører til økte mislighold. Som forklart for personmarkedet, er dette de forventede konsekvensene av rask tilbudsdrivet utlånsvekst, men i lys av resultatene tyder alt på at utlånsveksten heller er drevet av etterspørselssiden også i bedriftsmarkedet. Resultatene viser at økt utlånsvekst fører til redusert misligholdsandel, som styrker hypotesen om at LBs banker driver solid bankvirksomhet med god kredittstyring og risiko holdt på et fornuftig nivå.

Nibor

Dersom man holder alt annet likt i modellen, vil en økning i Nibor-renten med 1 prosentpoeng øke andelen misligholdte lån med 0.39 prosentpoeng, og denne effekten er signifikant på 10 prosentnivå. Nibor-renten er nøye redegjort for i teoridelen, men kort forklart er den det samme som den langsiktige styringsrenten pluss et risikopåslag. Dette risikopåslaget gjør at Nibor ligger

et lite nivå over styringsrenten hele perioden. I tillegg fører det også til at Nibor varierer i mye større grad enn styringsrenten. Påslaget størrelse forteller samtidig noe om den økonomiske usikkerheten, da større økonomisk usikkerhet vil gjøre risikopåslaget høyere enn ved en stabil økonomi med lite usikkerhet. Derfor kan man argumentere for at Nibor fanger opp økonomisk usikkerhet i større grad enn styringsrenten. Teorien viser også at en større del av risikopåslaget lempes over til bedriftsmarkedet sammenlignet med personmarkedet. Dette skyldes sannsynligvis den større konkurransen på boliglån, som utgjør hoveddelen av personmarkedet. Derfor blir Nibor benyttet som uavhengig variabel i bedriftsmarkedet. I hovedsak forventet vi den samme effekten av Nibor-renten som av styringsrenten i privatmarkedet, som nå støttes av resultatene. En økning i Nibor-renten betyr økte lånekostnader for bedriftene. En naturlig konsekvens av at det blir dyrere for bedriftene å betjene lånene sine, er at flere bedrifter vil ha problemer med å oppfylle avbetalingsplanen sin. Dermed vil flere lån klassifiseres som problemlån.

Fjerning av ledighet

Regional arbeidsledighet blir fjernet som uavhengig variabel helt mot slutten av analysedelen, etter at den har vært en del av modellen helt frem til dette tidspunktet. Det vil derfor være naturlig å drøfte denne beslutningen grundigere.

I teoridelen underbygges beslutningen om å fjerne ledighetsvariabelen, der det blir gjort rede for at tidligere empiri ikke har inkludert denne variabelen for BM. Dette sammenfaller med funnene i vår analyse, hvor tidligere forskning har hevdet at styringsrenten er en passende variabel for å fange opp den samme effekten som ledighetsraten gjør. Selv om vi erstatter styringsrenten med Nibor-renten, forventer vi fortsatt å se en tilsvarende effekt. Viser her til figur 1.2.2.1 der vi ser at Nibor og styringsrenten følger hverandre tett, hvor Nibor ligger et lite hakk over styringsrenten gjennom hele perioden grunnet risikopåslaget. Vi har i vår oppgave likevel valgt å inkludere ledigheten, ettersom vi er interessert i å finne effekten av ledighet og samtidig kunne skille dette fra effekten til styringsrenten/Nibor-renten. Selv om vår studie skiller seg fra tidligere studier, spesielt ved at vi fokuserer på regional ledighet fremfor nasjonal, kan det være at funnene våre bekrefter denne hypotesen. Tidlig i analysen argumenterer vi for inkludering av ledighetsvariabelen, da denne gir et betydelig antall observasjoner og en høy forklaringsgrad. Imidlertid viser resultatene fra tabell 4.2.5 kolonne (3) at forklaringsgraden ikke endres betydelig når vi ekskluderer ledighetsvariabelen, samtidig som observasjonsmengden opprettholdes. Derfor kan ikke disse argumentene anses som gyldige på dette tidspunktet i analysen. Likevel står vi fortsatt fast ved at inkludering av ledighetsvariabelen og Nibor-renten var et fornuftig utgangspunkt.

6 Konklusjon

I denne oppgaven har målet vært å avdekke hvilke, om noen, makrovariabler som er driverne for problemlånsandelen til Lokalbank Alliansen i både person- og bedriftsmarkedet. Vi har benyttet nasjonale og regionale makrovariabler, samt mikrovariabler fra de 10 bankene som utgjør LB, over perioden 1995-2022. Ved å utnytte variasjon både innad i hver enhet, på tvers av enhetene og over tid har vi bygget kompakte, forklaringskraftige og signifikante modeller i hvert marked. Vi finner at de viktigste driverne for misligholdsandelen i privatmarkedet er fjorårets problemlånsandel, bankenes egen utlånsvekst, regional arbeidsledighet, styringsrenten og veksten i KPI. Samtlige variabler er signifikant med minst 10 prosent nivå. For bedriftsmarkedet er de viktigste driverne fjorårets problemlånsandel, Nibor og utlånsvekst – signifikante på minst 10 prosent nivå også her.

PM:

$$misPM_{it} = -0.318 + 0.504misPM_{it-1} - 0.0169UtlånsvekstPM_{it} + 0.168ledighet_{jt} + 0.0739styring_t + 0.112KPIvekst_t \quad (6.1)$$

BM:

$$misBM_{it} = 1.255 + 0.592misBM_{it-1} - 0.0647UtlånsvekstBM_{it} + 0.394NIBOR_t \quad (6.2)$$

For både person- og bedriftsmarkedet har den laggede endogene variabelen en positiv effekt. Fjorårets problemlånsandel fører til økt andel inneværende år, sannsynligvis ved en form for konjunkturdrevet «slippery slope»-dynamikk. Styringsrenten og Nibor har positiv effekt på misligholdene i hvert sitt marked, som er helt i tråd med tidligere empiri og økonomiske forventninger knyttet til økte lånekostnader. Regional arbeidsledighet fører som ventet også til økt problemlånsandel i personmarkedet, men viser seg til slutt å være insignifikant for LBs banker på bedriftsmarkedet. Også inflasjonen (*KPIvekst*) gjør seg gjeldene kun i personmarkedet, og har positiv påvirkning på misligholdene. Dette bryter med Philipskurvens tradisjonelle forventninger. Muligens kommer det av reduksjonen i husholdningenes disponible inntekt, som prisvekst isolert sett fører til, og at LBs kunder blir mer påvirket av dette enn det man forventer for de aggregerte husholdningene. Utlånsveksten har negativ effekt på misligholdsandelen i både person- og bedriftsmarkedet. Her skiller våre funn seg vesentlig fra tidligere litteratur, som stadig finner det motsatte virkningsforholdet. Som gjennomgående poengtert er tidligere forskning svært fokusert på rask ekspansjon som en foranledning til økonomiske kriser, og hvordan misligholdene da melder seg som resultat av tilbudsrevet utlånsvekst. Våre resultater tyder på at utlånsveksten til LBs banker heller er etterspørselsrevet, og at Alliansens kredittpraksis og generelle virksomhet er bærekraftig i den forstand at ekspansjon ikke leder til økte tap.

Referanseliste

Aasen Sparbank (2022) *Årsrapport 2022*

Barth, E. (2019) *Arbeidsstyrken*. Tilgjengelig fra: <https://snl.no/arbeidsstyrken> (Hentet: 01.02.2024).

Begg, D.; Vernasca, G; Fischer, S. og Dornbush, R. (2011) *economics*. 10. utg. Maidenhead: McGraw-Hill Education.

Bernhardsen, T.; Kloster, A. og Syrstad, O. (2012) Risikopåslagene i Nibor og andre lands interbankrenter, *Norges Bank: Staff Memo*, No. 20. Tilgjengelig fra: https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmllui/bitstream/handle/11250/2507181/staff_memo_2012.pdf?sequence=1&isAllowed=y (Hentet: 4.februar 2024).

Berge, T.O og Boye, K.G (2007) Faktorer bak bankenes problemlån, *Norges Bank: Penger og Kreditt*, No.1, s. 15-36. Tilgjengelig fra: <https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmllui/bitstream/handle/11250/2502281/faktorer.pdf?sequence=1&isAllowed=y> (Hentet: 01.02.2024)

Borge, L.E. og Lindset, S. (2022) *Kommunal låneforvaltning: En analyse av samlede og korte lån i norske kommuner* (SØF-rapport 04/2022). Trondheim: Senter for økonomisk forskning. Tilgjengelig fra: <https://samforsk.brage.unit.no/samforsk-xmllui/bitstream/handle/11250/3056124/Kommunal+%C3%A5neforvaltning+En+analyse+av+samlede+og+korte+l%C3%A5n+i+norske+kommuner+2022+WEB.pdf?sequence=2> (Hentet: 03.02.2024).

Carranza, J.E., og Estrada, D. (2013) Identifying the determinants of mortgage default in Colombia between 1997 and 2004, *Annals of Finance*, 9, s. 501-518. Tilgjengelig fra <https://link.springer.com/article/10.1007/s10436-012-0196-z> (Hentet: 07.05.2024)

Climent-Serrano, S. og Pavía, J.M. (2014) An analysis of loan default determinants: the Spanish case. *Banks and Bank Systems*, 9(4), s. 116-123. Tilgjengelig fra https://www.researchgate.net/publication/270761479_An_analysis_of_loan_default_determinants_The_Spanish_case (Hentet: 07.05.2024)

Crook, J. og Banasik, J. (2012) Forecasting and explaining aggregate consumer credit delinquency behavior, *International Journal of Forecasting* No. 28, s. 145-60. Tilgjengelig fra <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169207011000239> (Hentet: 06.02.2024)

Demyanyk, Y. og Van Hemert, O. (2011) Understanding the Subprime Mortgage Crisis, *The Review of Financial Studies*, 24(6) s. 1847-1880. Tilgjengelig fra <https://academic.oup.com/rfs/article/24/6/1848/1583661> (Hentet: 08.02.24)

Disyatat, P (2011) The Bank Lending Channel Revisited, *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(4), s 577-794. Tilgjengelig fra <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.1538-4616.2011.00394.x> (Hentet: 07.05.2024)

European Systemic Risk Board (ESRB) (2015) *Report on commercial real estate and financial stability in the EU*. Tilgjengelig fra: https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/other/2015-12-28_ESRB_report_on_commercial_real_estate_and_financial_stability.pdf (Hentet: 03.02.2024)

Gerdrup, K. (2003). Three episodes of financial fragility in Norway since the 1890s, *BIS Working Papers*, No. 142. Tilgjengelig fra https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=901204 (Hentet: 05.02.24)

Gjedrem, S. (2003) Financial stability, asset prices and monetary policy, *Norges Bank: Economic Bulletin*, 74(2). Tilgjengelig fra https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/economic_bulletin/2003-02/complete-issue.pdf?v=09032017122123 (Hentet: 05.02.2024).

Hagen, M. (2016) Næringsseiendom i Norge, *Norges Bank: Aktuell Kommentar*, No. 6. Tilgjengelig fra: https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmloi/bitstream/handle/11250/2558018/aktuell_kommentar_6_2016.pdf?sequence=1&isAllowed=y (Hentet: 03.02.2024)

Hoff, E. (2011) Hvordan er norske bankers finansiering satt sammen, og hvordan virker risikopåslagene på bankenes utlånsrenter? *Norges Bank: Aktuell Kommentar*, No. 5. Tilgjengelig fra: https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmloi/bitstream/handle/11250/2558325/aktuell_kommentar_2011_5.pdf?sequence=1 (Hentet: 04.02.2024)

Jacobsen, D.H. og Kloster, T.B. (2005) Hva påvirker konkursutviklingen? *Norges Bank: Penger og Kreditt*, No.3, s. 206-215. Tilgjengelig fra: https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2005-03/jacobsen.pdf?v=09032017122247 (Hentet: 03.02.2024).

Johansen, M.M. (2020) *Sammenhengen mellom styringsrenta, pengemarkedsrenta og boliglånsrenta*. Masteroppgave. Institutt for samfunnsøkonomi. Tilgjengelig fra: <https://ntnuopen.ntnu.no/ntnu-xmloi/bitstream/handle/11250/2663613/no.ntnu%3Ainspera%3A59221354%3A60169990.pdf?sequence=1> (Hentet: 04.02.2024).

Johnsen, T. (2018) *NIBOR*. Tilgjengelig fra: <https://snl.no/NIBOR> (Hentet: 04.02.2024).

Krag-Sørensen, K. og Solheim, H. (2014a) Hva taper bankene penger på under kriser? *Norges Bank: Staff Memo*, No. 3. Tilgjengelig fra https://www.norges-bank.no/contentassets/ee6ff414d4e7424881c5e74d88171ac8/staff_memo_3_14_nor.pdf (Hentet: 05.02.2024)

Krag-Sørensen, K. og Solheim, H. (2014b) Kanaler fra høy gjeld i husholdningene til tap i bankene, *Norges Bank: Staff Memo*, No. 9. Tilgjengelig fra https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmloi/bitstream/handle/11250/2506906/staff_memo_9_14.pdf?sequence=1&isAllowed=y (Hentet: 20.02.2024)

Langford, M. og Nilsen, J. (2011) Å leve er også å bo, *Idunn*, 37(2), s. 92-119. Tilgjengelig fra: <https://www.idunn.no/doi/full/10.18261/ISSN2387-4546-2011-02-02> (Hentet: 03.02.2024).

Lilleås, P.E. (2001) Konsumprisindeksen justert for avgifter og energipriser, *SSB: Økonomiske analyser*, No. 6, s. 21-24. Tilgjengelig fra: <https://ssb.brage.unit.no/ssb-xmloi/bitstream/handle/11250/178521/lilleas.pdf?sequence=1> (Hentet: 04.02.2024).

Lund, K.; Tafjord, K. og Øwre-Johnsen, M. (2016) Hva er Nibor-påslaget? *Norges Bank: Aktuell Kommentar*, No. 10. Tilgjengelig fra: https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmloi/bitstream/handle/11250/2558016/aktuell_kommentar_10_2016.pdf?sequence=1&isAllowed=y (Hentet: 04.02.2024).

Marker Sparebank (2024). *Dette gjør sparebankene unike*. <https://www.marker-sparebank.no/aktuelt/Sparebankforeningen> (Hentet: 05.04.2024).

Norges Bank (2024) *Hva er inflasjon?* Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/kort-forklart/inflasjon/hva-er-inflasjon/> (Hentet: 04.02.2024).

Obstfeldt, M. og Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press

Riiser, M.D. (2005) Boligpriser, aksjekurser, investeringer og kreditt – hva sier de om bankene? En historisk analyse på norsk data, *Norges Bank: Penger og Kreditt*, No.2, s.98-106. Tilgjengelig fra: <https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmlui/bitstream/handle/11250/2502465/riiser.pdf?sequence=1&isAllowed=y> (Hentet: 03.02.2024).

Røisland, Ø. og Sveen, T. (2018). Monetary Policy under inflation targeting, *Norges bank: Occasional Papers*, No. 53. Tilgjengelig fra <https://www.norges-bank.no/en/news-events/news-publications/Papers/Occasional-Papers/53-monetary-policy/> (Hentet: 07.05.2024)

Salas, V og Saurina J. (2002) Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks, *Journal of Financial Services Research*, 22(3), s.203-224. Tilgjengelig fra <https://link.springer.com/article/10.1023/A:1019781109676> (Hentet: 07.05.2024)

SSB (2023) *Økonomiske analyser*. Tilgjengelig fra: https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/okonomiske-analyser/okonomiske-analyser-3-2023/_attachment/inline/80ef003f-c88a-4bcd-93f2-74573037c8e4:34a41f759d76f2b582eb4661ff3bf4c4e9515438/OA2023-3.pdf (Hentet: 04.02.2024).

SSB (2024a) *Variabeldefinisjon Arbeidsstyrken*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/a/metadodata/conceptvariable/vardok/1124/nb> (Hentet: 01.02.2024).

SSB (2024b) *Trondheim*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/kommunefakta/trondheim> (Hentet: 03.02.2024).

SSB (2024c) *Drangedal*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/kommunefakta/drangedal> (Hentet: 03.02.2024).

SSB (2024d). *Kredittindikator*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/bank-og-finansmarked/finansielle-indikatorer/statistikk/kredittindikator> (Hentet: 04.03.2024)

SSB (2024e) *Konsumprisindeksen*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/konsumpriser/statistikk/konsumprisindeksen> (Hentet: 04.02.2024).

SSB (2005). *Norsk økonomi gjennom 20 år*. <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/norsk-okonomi-gjennom-20-aar> (Hentet 05.04.2024)

Svae, T. og Vold, E. (2021) Forventede kredittap i banker – nye utfordringer etter pandemien? *Idunn*, 37(4), s. 312-319. Tilgjengelig fra: <https://www.idunn.no/doi/full/10.18261/issn.1504-2871-2021-04-05> (Hentet: 04.02.2024).

Svendsen, C. (2005) Hva kjennetegner en konkursbedrift? *Idunn*, 21(1), s. 63-72. Tilgjengelig fra: <https://www.idunn.no/doi/full/10.18261/ISSN1504-2871-2005-01-08> (Hentet 3.februar 2024).

Syvertsen, B.D.; Johansen, R.M.; Lind, Ø.A.; Solheim, H. og Stefano, N. (2015) Bankmodellen og stresstesten i rapport om Finansiell stabilitet 2015, Norges Bank: Staff Memo No. 5., s. 1-26. Tilgjengelig fra: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/210313/1/nb-staff-memo2015-05.pdf> (Hentet: 01.02.2024).

Wadud, M., Ahmed, H. og Tang, X. (2020) Factors affecting delinquency of household credit in the U.S.: Does consumer sentiment play a role? *North American Journal of Economics and Finance*, 52(C), DOI: [10.1016/j.najef.2019.101132](https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.101132)

Woolridge, J. M. (2020). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (Seventh Edition ed.). Cengage.

68° Nord (2023). *Delårsrapport 3, kvartal 2023*.

Appendiks

Analyse: PM

Appendiks 1: White-test personmarkedet

White's test	df	p
H0: Homoskedasticity		
Ha: Unrestricted heteroskedasticity		
chi2(65) = 50.74		
Prob > chi2 = 0.9025		
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test		
chi2		
50.740	65	0.902
17.590	10	0.062
2.390	1	0.122
70.720	76	0.649

Appendiks 2: F-test for *BPidx*, *Befolkningsvekst* og *invest*

- (1) $BPidx = 0$
 - (2) $Befolkningsvekst = 0$
 - (3) $invest = 0$
- $F(3, 9) = 0.35$
 $Prob > F = 0.7878$

Appendiks 3: F-test for *Lønnsvekst* og *K2vekst*

- (1) $Lønnsvekst = 0$
 - (2) $K2vekst = 0$
- $F(2, 9) = 1.23$
 $Prob > F = 0.3381$

Appendiks 4: F-test for laggede uafhængige variable PM

- (1) $UtlånsvekstPM_lag1 = 0$
 - (2) $ledighet_lag1 = 0$
 - (3) $styring_lag1 = 0$
 - (4) $KPIvekst_lag1 = 0$
- $F(4, 9) = 2.43$
 $Prob > F = 0.1237$

Appendiks 5: Distribuerte lags

Avhengig variabel: *misPM*. Alle uavhengige variabler i sanntid og lagget med én periode

VARIABLES	(1) misPM
UtlånsvekstPM	-0.0143 (-1.759)
UtlånsvekstPM_lag1	-0.0169* (-1.869)
ledighet	0.185 (1.281)
ledighet_lag1	0.0863 (1.174)
styring	0.110* (2.058)
styring_lag1	0.0152 (0.276)
KPIvekst	0.0810** (2.607)
KPIvekst_lag1	0.0861* (1.898)
Konstant	-0.224 (-0.633)
Observasjoner	213
R-squared	0.198

Robust t-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Appendiks 6: Korrelasjonsmatrise mellom *KPIvekst* og *ledighet*

Korrelasjonsmatrise

Variables	(1)	(2)
(1) KPIvekst	1.000	
(2) ledighet	-0.357	1.000

Analyse: BM

Appendiks 7: White-test bedriftsmarkedet

White's test	df	p
H0: Homoskedasticity		
Ha: Unrestricted heteroskedasticity		
chi2(65) = 43.17		
Prob > chi2 = 0.9832		
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test		
chi2		
43.170	65	0.983
16.320	10	0.091
3.360	1	0.067
62.840	76	0.860

Appendiks 8: F-test for laggede uafhængige variabler BM

- (1) ledighet_lag1 = 0
 - (2) NIBOR_lag1 = 0
 - (3) UtlånsvekstBM_lag1 = 0
- F(3, 9) = 0.69
Prob > F = 0.5782

