

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på studietiden min ved NTNU. Gjennom arbeidet med oppgaven har det vært svært interessant å benytte ulike verktøy jeg har lært gjennom økonomistudie til å besvare en konkret problemstilling. Det har vært spesielt givende å få muligheten til å jobbe selvstendig med en empirisk analyse samt få en dypere innsikt i de faglige og tekniske utfordringene den hadde å by på.

Hovedmotivasjonen min når det gjelder valg av problemstilling, var den unike muligheten til å se på et problem jeg er godt kjent med fra jusstudiet i Australia, fra et økonomisk ståsted. Det å kunne bruke de økonometriske ferdighetene jeg har fått fra å studere samfunnsøkonomi til å teste empirisk en problemstilling som er hyppig diskutert innenfor både IT- og opphavsrett, har vært utrolig spennende. Dessuten blir det mer generelle problemet, nemlig hvordan teknologisk utvikling påvirker eksisterende markeder, stadig mer aktuelt.

Jeg ønsker først og fremst å rette en stor takk til veilederen min, professor Bjarne Strøm, for grundig veiledning under arbeidet med oppgaven og forslag til oppgavetema. Han har alltid vært tilgjengelig for meg, og møtt meg hver gang med et smil og gode råd. Jeg kunne ikke ha bedt om en bedre veileder.

Jeg vil gjerne takke Sissel Nefzaoui for en fantastisk norskopplæring i mitt første år i Norge. Hennes veiledning gjennom det året (og siden!) har gitt meg den språklige kunnskapen som skulle til for å fullføre en mastergrad på norsk. Takk også til Per Esben Svelstad og Lars Morten Skollerud for at de leste korrektur på oppgaven min.

Jeg vil også takke Astrid Indrebø for hennes innspill og oppmuntring. Hun bidro til å løse flere problemer, med både prosessen og skrivingen.

Takk til Lars Morten Skollerud og hele Skollerud-familien for at de lyttet på alle bekymringer jeg hadde underveis og alltid hadde troen på meg. Takk også til Gunny Temte for støtte og motiverende ord.

Takk til de ansatte ved Falck Nutec i Trondheim for bidrag til god stemning på deltidsjobben, noe som gjorde arbeidet til en artig avveksling fra skrivingen.

Jeg ønsker også å takke alle mine arbeidskolleger og venner i SiT Storkiosk for mange hyggelige samtaler og god støtte gjennom hele studietiden min i Trondheim. Bedre medarbeidere skal man lete lenge etter.

Sist, men ikke minst, vil jeg rette en spesiell takk til Christian Sandstad. Han støttet meg gjennom en særdeles vanskelig periode under skrivingen, og hjalp meg på rett spor. Jeg er evig takknemlig for det.

Eventuelle feil er mine egne.

Lauren Celeste Burger, Trondheim, mars 2015

Innhold

1	Innledning	1
1.1	Bakgrunn og motivasjon	1
1.2	Problemstilling, avgrensning og metode	6
1.3	Disposisjon	6
2	Teoribakgrunn og tidligere forskning	7
2.1	Innledning	7
2.2	Teoretisk bakgrunn	7
2.3	Tidligere empiri om film- og underholdningskonsum og bredbåndstilgang .	10
2.3.1	«Measuring the Impact of File Sharing on the Movie Industry: An Empirical Analysis Using a Panel of Countries»	10
2.3.2	«Clash of the Titans: Does Internet Use Reduce Television Viewing?»	11
2.4	Annen relevant empiri: andre effekter av bredbåndstilgang	13
2.4.1	«Broadband Internet: An Information Superhighway to Sex Crime?»	13
2.5	Studier av pris og inntekt på kinobesøk	15
2.5.1	«The impact of video recorders on cinema attendance»	15
2.5.2	«Cinema demand in Germany»	15
2.5.3	«It's not the economy, stupid! External effects on the supply and demand of cinema entertainment»	16
2.6	Oppsummering	17
3	Empirisk strategi	19
3.1	Innledning	19
3.2	Regresjonsmodell	19
3.3	Forklaringsvariablene er korrelerte med restleddet	21
3.3.1	«Utelatt variabel»-problemet	22
3.3.2	Modellen er feilspesifisert	25
3.3.3	Målefeil	26
3.3.4	Simultanitet	26
3.3.5	Forklaringsvariablene er korrelerte med det idiosynkratiske restleddet	28
3.4	Estimeringsstrategi: «enhetsfaste effekter»-modellen	29
3.5	Valg av funksjonsform	32
3.5.1	Log-lineær modell	32
3.5.2	Alternative funksjonsformer	33
3.6	Oppsummering	34

4	Datamaterialet	35
4.1	Innledning	35
4.2	Hovedutfallsvariabel	36
4.3	Sentral forklaringsvariabel	38
4.4	Kontrollvariabler	40
4.4.1	Kapasitetsmål	40
4.4.2	Sosiodemografiske variabler	40
4.4.3	Oppsummering av kontrollvariablene	44
4.5	Deskriptiv statistikk	45
4.6	Oppsummering	48
5	Resultater	49
5.1	Innledning	49
5.2	Resultater, grunnmodell	50
5.3	Alternativ analyseperiode	54
5.4	Placebo-test	57
5.5	Flere robusthetssjekker	59
5.5.1	Alternative utfallsvariabler	59
5.5.2	Alternative funksjonsformer	63
5.6	Oppsummering	67
6	Konklusjon	69
7	Referanser	73
A	Vedlegg	79
A.1	Vedlegg: Kommuneliste	79
A.2	Vedlegg: Forklaring på utdanningsnivå	91
A.3	Vedlegg: Fullstendig liste over variabler benyttet i analysen	95

Tabeller

1	Kontrollvariabler	44
2	Deskriptiv statistikk	45
3	Grunnmodell	50
4	Alternativ analyseperiode	55
5	Placebo-test	57
6	Totale billettinntekter	59
7	Norske filmer: antall kinobesøk og totale billettinntekter	61
8	Antall filmtitler og antall forestillinger	62
9	Inkludering av kvadratledd i bredbåndstilgang	63
10	Inkludering av interaksjonsledd i aldersandelene	64
11	Inkludering av interaksjonsledd i kjønnsfordelingen	66
12	Kommunestrukturen 2013	79
13	Fullstendig liste over variabler i analysen	95

Figurer

1	Utvikling i bredbåndsdekning	46
2	Utvikling i kinokonsum	46
3	Oslo	47
4	Trondheim	47
5	Bergen	47
6	Vang	47
7	Alta	47
8	Kristiansund	47

1 Innledning

1.1 Bakgrunn og motivasjon

I Stortingsmelding 49 (2002–2003) står det følgende:

*«Regjeringa har som visjon for breibandsutviklinga at den elektroniske infrastrukturen skal dekkje alle delar av landet, gi konkurransefordelar for norsk næringsliv, gi veksthøve for kunnskapsbaserte næringar og medverke til modernisering av offentleg sektor. Private og offentlege verksemdar må ha god tilgang til elektronisk infrastruktur og kunne utnytte dei moglegheitene som breiband gir. Innhald og tenester må utviklast i takt med marknadsutviklinga, og organisasjonar og enkeltbrukarar må ha kompetanse for å kunne ta ut gevinstane.»*¹

Den nasjonale bredbåndspolitikken ble først introdusert av Stortinget i mai 1998 (St.meld. nr. 38 (1997–1998)). Utbyggingen av et nasjonalt bredbåndsnett ble satt i gang rundt 1999/2000 av det statlige eide teleselskapet, Telenor, finansiert av regjeringen (Bhuller ofl., 2013).² Dessuten ble det statlige finansieringsprogrammet «Høykom» lansert i 1999 for å gi bistand til kommuner i utkantstrøk slik at de kunne dekke de store oppstartskostnadene knyttet til utbyggingen av bredbåndsinfrastruktur (Hansteen, 2005). Dette for «[...]å sikre alle husstander og bedrifter i hele landet grunnleggende tjenester av høy kvalitet til lavest mulig pris.» (St.meld. nr. 38 (1997–1998)).³ En slik offensiv strategi ble nødvendig for områder som ellers ikke ville fått markedsbasert tilbud om bredbånd (St.meld. nr. 49 (2002–2003), s. 96). Høykom anses derfor for å være en vesentlig del av realiseringen av det offentlige bredbåndsiniciativet (eNorge 2009, 2005).

I 2014 rapporterer Statistisk sentralbyrå (SSB) og Post- og teletilsynet⁴ at det nå er om lag 1 830 000 private bredbåndsabonnement i Norge (SSB: Internett-målinga, 3. kvartal 2014), (Post- og teletilsynet, 2014).⁵ Det vil si at cirka 81 % av husholdninger i Norge har tilgang til bredbåndsinternett med en overføringskapasitet på over 128 kbit/sekund⁶. Gjennomsnittshastigheten ligger på 26,7 Mbit/sekund⁷.

¹Se kapittel 1: Innleiing og samandrag.

²Bhuller ofl. (2013) fikk opplysning om bredbåndsutvikling fra Samferdselsdepartementet.

³Se avsnitt 1.2: Sammendrag.

⁴Fra 1. januar 2015 har Post- og teletilsynet skiftet navn til «Nasjonal kommunikasjonsmyndighet».

⁵Tallene fra SSB er fra utgangen av tredje kvartal 2014. Abonnement på mobilt bredbånd er ikke inkludert i tallene.

⁶Kilobit per sekund, som tilsvarer 1 000 bit per sekund eller 125 byte per sekund.

⁷Megabit per sekund, som tilsvarer 1 000 000 bit per sekund eller 125 000 byte per sekund.

Til sammenligning var det slik at oppringt internett – også kjent som «analogt» internett, «modem» eller «PSTN»⁸ – kunne tilby en maksimumsoverføringskapasitet på 54 kbit/sekund, mens en ISDN-linje⁹ ga maks 64 kbit/sekund, eller 128 kbit/sekund ved å benytte dobbel linje (IT-avisen, 2001).¹⁰ På denne måten revolusjonerte bredbånd internettmarkedet. Bredbåndsutviklingen og stadig raskere linjer har åpnet for uendelig mange muligheter når det gjelder kunnskapsdeling. Dessuten har folk fått tilgang til et veritabelt hav av underholdningstjenester. Dette inkluderer alt fra nettspill, nett-tv, nettsamfunn som Facebook og Twitter, nettaviser, nettleksika, strømmetjenester som Netflix og HBO, peer-to-peer (P2P) fildelingprogrammer¹¹ som μ Torrent¹² samt ulike torrentsider¹³ som gjør effektiv overføring av store filer (som filmer) og store mengder data mulig.

Samtidig melder Film og Kino¹⁴ sine bekymringer for at en slik teknologisk utvikling kommer til å true kinotilbudet i Norge.¹⁵ Bredbåndstilgang gjør at filmer blir tilgjengelige i stadig flere kanaler, noe som fører til sterkere konkurranse for kinoene. Dessuten har analyseselskapet Nielsen, på oppdrag av Film & Kino, gjort en undersøkelse som viser at de som driver med ulovlig fildeling også ser mest film i alle kanaler.¹⁶

⁸PSTN er kortform for «Public Switched Telephone Network».

⁹ISDN er en forkortelse for «Integrated Services for Digital Network».

¹⁰Tilgjengelig fra: <http://www.itavisen.no/nyheter/dobbel-isdn-fart-med-ett-klikk-33000>.

¹¹Fildeling er kort sagt deling av datafiler. Fildeling kan både være lovlig og ulovlig. Det å laste ned materiale (som da kan videreformidles) som er beskyttet av opphavsrett, er ulovlig i Norge. Flere opplysninger finnes på politiets nettside, tilgjengelig på: https://www.politi.no/rad_fra_politiet/datakriminalitet/.

¹² μ Torrent eies av BitTorrent. BitTorrent, som ble lansert i 2003, revolusjonerte fildeling (Zentner, 2010). Før BitTorrent kunne nedlastingen av en film ta flere dager, selv med bredbåndshastighet. Det var også rundt denne tiden at Motion Picture Association of America (MPAA) begynte å saksøke personer for ulovlig nedlasting av filmer (Zentner, 2010).

¹³En torrent-fil er en fil som inneholder informasjon om filer og mapper som skal distribueres.

¹⁴Film & Kino er en kombinasjon av medlemsorganisasjon for norske kommuner og bransjeorganisasjon for kino- og videobransjen.

¹⁵Side 10 av Film og Kino sin rapport, «Kampen om hjemmesitterne: Resultater fra den store kinoundersøkelsen 2009», melder at hele 9 % av alle filmer sett er filmer som har blitt nedlastet hjemme. Rapporten er tilgjengelig fra: http://www.kino.no/migration_catalog/article963681.ece/binary/Rapport_kampen.

¹⁶«Rapport om fildeling: hvem laster ned filmer fra Internett uten å betale for det, og hvor stort er omfanget av denne type nedlasting i Norge?», av Kløvstad og Høyeholt (2010), er tilgjengelig fra: <http://www.kino.no/incoming/article965883.ece>.

Utfordringer knyttet til opphavsrett som bredbånd stadig byr på, blir hyppig diskutert både i Norge og internasjonalt.¹⁷ Så sent som 1. februar 2015 havnet verdens mest berømte torrentside, The Pirate Bay (TPB), i Time Magazine ettersom den var tilbake på nett etter at den hadde blitt stengt av svenske myndigheter i cirka to måneder.¹⁸ TPB regnes ikke bare for å være verdens største torrentside, men også en av verdens største nettsider i det hele tatt.¹⁹ I tillegg ble en annen torrentside, Kickass Torrents, såpass populær etter at TPB forsvant fra nettet, at også den ble forsøkt stanset.²⁰

Den norske nettsiden «<http://www.p2pnett.no>» følger tett med på alt knyttet til TPB og P2P-fildeling generelt. «Pirate Bay»-rettsaken, en verdens kjent rettsak mot TPB satt i gang av svenske myndigheter i februar 2009, er fulgt tett. Så stor var saken at en dokumentarfilm «TPB AFK: The Pirate Bay Away from Keyboard» ble laget om den.²¹

Dessuten skapte Nord-Korea en enorm medieinteresse i forbindelse med en rekke Sony film-lekkasjer i november 2014.²² En slik lekkasje hadde ikke kunnet finne sted uten internett. Mediedekningen av lekkasjen var spesielt konsentrert rundt action-komedien «The Interview», en amerikansk film som gjør narr av Nord-Koreas leder.²³ Hensikten bak lekkasjen var angivelig å få avlyst kinodistribusjonen, og ellers påføre Sony store inntekstap. Den store medieinteressen sørget imidlertid for stor interesse for filmen. Til slutt ble filmen lansert på nett av Sony mot en liten betaling, og i tillegg ble den vist på mer enn 200 kinoer i USA.²⁴

I februar 2015 melder også den norske nettavisen «<http://www.tek.no>» om lanseringen av en rykende fersk og gratis strømmetjeneste som heter Popcorn Time.²⁵ Dette kommer til å konkurrere med strømmetjenesten Netflix og HBO som, i motsetning til Popcorn Time, må betales for.

¹⁷Se for eksempel Waterman, Wook Ji og Rochet (2007), s. 280–284, og Norges første dokumentarfilm om ulovlig fildeling, «Urospredere - En dokumentarfilm om ulovlig fildeling i Norge», tilgjengelig fra: <https://vimeo.com/4562948>.

¹⁸Artikkelen, «The World's Most Popular Site for Pirated Downloads Is Back Online After a Long Outage», er tilgjengelig fra: <http://time.com/3691231/pirate-bay/>.

¹⁹Rapportert av Alexa Internet, tilgjengelig fra: <http://www.alexa.com/siteinfo/thepiratebay.org>.

²⁰Se artikkelen «Torrentsiden Kickass forsøkt stanset», tilgjengelig fra: <http://www.vg.no/forbruker/teknologi/forbruker/torrentsiden-kickass-forsoekt-stanset/a/23392002/>.

²¹På norsk heter filmen «Slaget om Piratebay». Filmen er tilgjengelig fra NRK nett-tv.

²²Se artikkelen «FBI mener Nord-Korea står bak Sony-hackingen», tilgjengelig fra: <http://www.dagbladet.no/2014/12/19/nyheter/utenriks/hacking/36827823/>.

²³Se artikkelen ««The Interview» tilgjengelig på nett», tilgjengelig fra: <http://www.vg.no/rampelys/film/nord-korea-soer-korea/the-interview-tilgjengelig-paa-nett/a/23363028/>.

²⁴Ibidem.

²⁵Artikkelen, «Her er ukens anbefalte apper!», er tilgjengelig fra: <http://www.tek.no/artikler/her-er-ukens-anbefalte-apper/167245>.

Det hevdes at nedlasting eller strømming (direkteavspilling) av piratkopiert²⁶ materiale fører til store inntektstap for filmindustrien.²⁷ I den forbindelse er nedlasting av piratkopiert materiale ulovlig i Norge.²⁸ Dette er et eksempel på de juridiske ringvirkningene som kan komme av at ny teknologi utfordrer eksisterende lover. På den andre siden poengterer Zentner (2010) at i motsetning til musikkindustrien, finnes det relativt få empiriske studier som analyserer sammenhengen mellom bredbånd og filmmarkedet. Dessuten er estimeringsmetoden som MPAA benytter til å regne ut størrelsen på inntektstap som tilskrives piratkopiering, ikke offentliggjort (Waterman, Wook Ji og Rochet, 2007, s. 260). Noen hevder også at MPAA overestimerer inntektstapene ganske grovt.²⁹

Zentner (2010) og Liebowitz og Zentner (2012) har funnet at internett har ført til henholdsvis nedgang i DVD-salg og redusert TV-konsum, men det finnes fremdeles ingen empiriske studier som har klart å vise at bredbånd har hatt effekt på kinomarkedet.³⁰

Det kan til og med være slik at bredbånd har positiv effekt på kinokonsum, som for eksempel salgsfremmende effekter (Yong (2006) kaller slike effekter for «word-of-mouth» promotion, eller (WOM)). Det finnes nemlig et hav av informasjon om alle slags filmer, fra de aller mest populære til de mest ukjente.³¹ En nettside som har blitt til en av verdens største filmressurser på nett, heter The Internet Movie Database (IMDB). På denne nettsiden kan man slå opp en film og få opplysning om hvilke skuespillere som spilte i den, historien bak filmen, historien bak samtlige skuespillere, kulturreferanser, filmandmeldelser, ulike trailere og mye mer. En studie av Smith and Telang (2010) viser at bredbåndstilgang faktisk har ført til en stor og statistisk signifikant økning i DVD-salg. Dette kontroversielle resultatet står i strid med filmindustriens bekymringer.³²

²⁶Piratkopiering består av å kopiere materiale beskyttet av opphavsrett på ulovlig vis.

²⁷Det hevdes av blant annet The Motion Picture Association of America (MPAA) (Waterman, Wook Ji og Rochet, 2007). Smith and Telang (2010) siterer også flere aktører som uttrykker store bekymringer for filmindustrien.

²⁸Det er interessant å merke at det fremdeles er lovlig å strømme piratkopiert materiale, ifølge Kulturdepartementet. En uttalelse fra Kulturdepartementet er tilgjengelig på: <http://www.tek.no/artikler/her-er-ukens-anbefalte-apper/167245>.

²⁹Se Rob Reids fiffige presentasjon «The \$8 billion iPad» på <http://www.TED.com>, tilgjengelig fra: http://www.ted.com/talks/rob_reid_the_8_billion_ipod.

³⁰Så vidt meg bekjent.

³¹Smith and Telang (2010), s. 292 diskuterer reduserte transaksjonskostnader – «search costs» på engelsk – i forbindelse med at folk blir eksponert for filmer med lave budsjetter på nett som de ellers ikke hadde fått vite om.

³²Se også artikkelen «Forskning: Piratkopiering skader ikke filmindustrien», tilgjengelig fra: <http://www.tek.no/artikler/forskning-piratkopiering-skader-ikke-filmindustrien/115561>. Denne artikkelen rapporterer resultatet av et forskningsprosjekt utført på Copenhagen Business School som fant at online piratkopiering har gitt filmindustrien økt omsetning.

Dessuten er det mulig at bredbånd ikke har noen effekt på kinokonsum (Zentner, 2010). En rapport fra Film og Kino, «Kino i en DVD-tid», viser at det finnes en klar positiv sammenheng mellom de som går på kino og de som kjøper eller leier DVD-er.³³ Som nevnt tidligere, er denne sammenhengen også avdekket når det gjelder de som går på kino og de som driver mest med fildeling (Kløvstad og Høyeholt, 2010). Det kan dermed være slik at nedlasting av filmer ikke utgjør noen større trussel til kinomarkedet enn DVD-er gjør, siden online filmkonsum kan være et bedre substitutt for DVD-konsum enn en kinoopplevelse (Zentner, 2010).

Man kan stille seg spørsmål om meningen bak lovverket knyttet til opphavsrett, og om det i det hele tatt er riktig å gjøre fildeling av piratkopiert materiale ulovlig uten et solid empirisk bevisgrunnlag for at den fører til økonomisk tap og markedssvikt. Markedsregulerende tiltak kan til og med føre til velferdstap dersom de iverksettes på feil grunnlag. Slike juridiske spørsmål er imidlertid langt utenfor rekkevidden til denne oppgaven. Spørsmålet jeg forsøker å svare på med empiri, er om det finnes en sammenheng mellom bredbåndstilgang og kinokonsum i Norge.

³³Rapporten er tilgjengelig fra: http://www.filmweb.no/filmogkino/migration_catalog/article956915.ece/binary/DVD_brosjyre_1.

1.2 Problemstilling, avgrensning og metode

I min analyse undersøker jeg om bredbåndstilgang³⁴ har hatt effekt på kinokonsum i Norge. Bredbåndsomfang er den sentrale forklaringsvariabelen i analysen, og hovedutfallsvariabelen er antall kinobesøk. Begge variabler er målt på årsbasis. Bredbånd er i denne analysen definert som internett med en overføringskapasitet på over 128 kbit/sekund. Bredbåndsomfang måles på følgende måte:

$$\frac{\text{antall private bredbåndsabonnement}}{\text{antall innbyggere}} \times 100 \quad (1)$$

Oppgavens konkrete problemstilling er: «Har bredbåndstilgang hatt effekt på antall kinobesøk i Norge?» Problemstillingen undersøkes empirisk for perioden 2004–2011.

Den empiriske strategien som benyttes heter «enhetsfaste effekter»-estimering, og det inkluderes en rekke kontrollvariabler i analysen. Både den empiriske strategien og valg av variabler forklares grundig i kapittel 3 og 4.

Bredbånd ble gradvis innført i Norge fra cirka 1999/2000.³⁵ Analysen min utnytter nettopp denne eksogene tidsvariasjonen i bredbåndsomfang. I fravær av data på bredbåndsomfang fra disse årene til og med 2003, begynner analyseperioden i 2004. Tilgang til data på antall kinobesøk bestemmer slutten av analyseperioden. Resultatene av regresjonsanalysen samt flere robusthetssjekker er rapportert i kapittel 5.

1.3 Disposisjon

Oppgaven er lagt opp som følger: I kapittel 2 presenteres teorien som beskriver hvilke effekter det forventes at bredbåndstilgang kan ha på antall kinobesøk. I tillegg presenterer jeg tidligere empirisk forskning om sammenhengen mellom bredbåndstilgang og film- og underholdningskonsum samt andre effekter av bredbånd. Empirien omhandler effekter av bredbånd på ulike underholdningstjenester i tillegg til sedelighetsforbrytelser. Dessuten presenteres det kort tre studier av effekten av pris og inntekt på kinokonsum. I kapittel 3 forklarer jeg den empiriske strategien. Her beskrives «enhetsfaste effekter»-estimering samt ulike økonometriske utfordringer. Kapittel 4 handler om datamaterialet benyttet i analysen. Her beskrives datasettet, og valg av hovedutfallsvariabel, sentral forklaringsvariabel og kontrollvariabler diskuteres. Resultatene av den empiriske tilnærmingen er presentert i kapittel 5, og kapittel 6 består av en oppsummering og konklusjon av analysen.

³⁴Ordene «bredbåndsomfang», «bredbåndstilgang», «bredbånddekning», «bredbåndsinternett» og «bredbånd» brukes om hverandre i oppgaven.

³⁵Dette diskuteres nærmere i avsnitt 4.3.

2 Teoribakgrunn og tidligere forskning

2.1 Innledning

Jeg vil i dette kapittelet presentere teoretiske effekter av bredbåndsomfang på kinokonsum. Dessuten presenterer jeg tre tidligere empiriske studier utført av Zentner (2010), Liebowitz og Zentner (2012) og Bhuller *off.* (2013). Analysene undersøker sammenhengen mellom bredbånd og henholdsvis filmindustrien, TV-konsum og seksualforbrytelser. Til slutt presenterer jeg tre studier av effekten av pris og inntekt på kinokonsum: (Cameron, 1988), (Dewenter og Westermann, 2005) og (Rimscha, 2013). Disse tre studiene gir den teoretiske bakgrunnen empirisk støtte.

2.2 Teoretisk bakgrunn

Jeg presenterer en enkel etterspørselsligning for kinobilletter for å illustrere hvordan bredbåndstilgang kan virke på kinokonsum:

$$Y = Y(p_B, p_S, p_K, m, Z) \quad (2)$$

(-), (+), (-), (+), (?)

hvor:

Y – etterspørsel etter kinobilletter

p_B – prisen på kinobilletter

p_S – prisen på substitutter

p_K – prisen på komplementær

m – inntekt

Z – andre faktorer

Det følger av standard etterspørselsteori at etterspørsel etter kinobilletter, Y , er en funksjon av henholdsvis prisen på kinobilletter, prisen på substitutter, prisen på komplementær samt inntekt.³⁶ I tillegg inkluderes Z som en rekkevektor av skiftfaktorer. Disse faktorene er beskrevet i avsnitt 4.4. Symbolene i parentes under ligningen gir forventet fortegn på effekten av en økning i hvert argument på etterspørsel. En økning i prisen på kinobilletter vil, *ceteris paribus*³⁷, føre til en reduksjon i etterspørsel etter kinokonsum (Dewenter og Westermann, 2005). Det samme skjer når prisen på komplementær øker. En økning i prisen på substitutter derimot fører til en økning i etterspørsel etter kinokonsum, *ceteris paribus*. Dessuten fører mer inntekt til en økning i etterspørsel etter kinobilletter, i tråd

³⁶Se for eksempel Varian, H. R. (1992) og Varian, H. R. (2010).

³⁷«Alt annet likt».

med at et kinobesøk er en normalvare (Dewenter og Westermann, 2005).³⁸ Når det gjelder Z -variablene, varierer effekten fra den ene variabelen til den andre. Dette er også forklart nærmere i avsnitt 4.4.³⁹

Hvis prisen på kinobilletter samt inntekt holdes konstant, kan bredbånd tenkes å påvirke kinokonsum via tre hovedmekanismer som løselig kan knyttes opp til etterspørselsrelasjonen ovenfor.

Den første mekanismen er via bredbåndets effekt på fildeling og ulovlig filmkonsum. Som Zentner (2010), antar jeg at bredbånd har en positiv effekt på fildeling og ulovlig filmkonsum. Det vil si at nedlasting av filmer har økt siden innføring av bredbånd. Fildelings effekt på kinokonsum er derimot usikker. Fildeling kan *ceteris paribus* ha en negativ fortrenningseffekt⁴⁰ på kinokonsum hvis folk laster ned filmer i stedet for å gå på kino. Det vil si at fildeling kan være et substitutt for kinokonsum. Det å laste ned filmer på nett er dessuten gratis. Når prisen på et substitutt faller, fører det til en reduksjon i etterspørsel etter kinokonsum, siden $\frac{\partial Y}{\partial p_S} > 0$. Det å bli hjemme og se på film innebærer heller ingen transportkostnader og er mer komfortabelt og intimt enn å gå på kino (Dewenter og Westermann, 2005). På den andre siden kan det å se på film hjemme utgjøre et dårlig substitutt for kinokonsum grunnet en mangel på stemning og dårlig lyd- eller bildekvalitet (Cameron, 1988).

På den andre siden kan fildeling og ulovlig filmkonsum ha positiv effekt på kinokonsum hvis det gir folk muligheten til å prøve en film de ikke trodde de ville få noen glede av, og dermed fører til at de likevel velger å se den på kino.⁴¹ I tillegg kan fildeling gi folk muligheten til å se en film hjemme for så å dele meninger om den på nett. Slike tips fra venner på ulike nettsamfunn kan resultere i at flere ser filmen på kino.⁴² På denne måten fungerer fildeling som et komplement til kinokonsum. Gratis fildeling vil dermed føre til en økning i etterspørsel etter kinokonsum, siden $\frac{\partial Y}{\partial p_K} < 0$. Hvorvidt bredbånd utgjør et substitutt eller komplement til kinokonsum via sin effekt på ulovlig filmkonsum er usikker a priori.

³⁸I følge Rimscha (2013), s. 436 finnes det ingen studier som konkluderer med at kino er en luksusvare.

³⁹Det er interessant å merke at effekten av en variabel på kinokonsum ikke alltid er like opplagt a priori som man ville tro. For eksempel diskuterer Cameron (1988) den mulige effekten av introduksjonen av biler på kinokonsum. På den ene siden kan en bil tenkes å være et komplement til kinokonsum ettersom den gjør kinoen mer tilgjengelig. På den andre siden kan det å ha en bil åpne opp for flere muligheter til å gjøre andre aktiviteter. På denne måten kan en bil også være et substitutt for kinokonsum.

⁴⁰«Fortrenningseffekt» oversettes til «crowding out» på engelsk.

⁴¹Rob og Waldfogel (2007) og Smith og Telang (2010) diskuterer denne muligheten.

⁴²Dette reduserer transaksjonskostnader knyttet til å finne opplysning om filmer (Smith og Telang, 2010, s. 292).

Den andre mekanismen er bredbåndets negative fortrengningseffekter som følge av bruk av bredbånd som underholdningstjeneste generelt.⁴³ Her fungerer bredbånd som en proxy for et lovlig konkurrerende underholdningsmedium. Jo mer tid en person bruker på bredbånd, desto mindre tid har hun, *ceteris paribus*, til å gå på kino. Bredbånd blir her et substitutt for kinokonsum.

Den tredje mekanismen er bredbåndets positive salgsfremmende effekter via bedre tilgang til filmreklamer og filmanmeldelser. Her fungerer bredbånd som et komplement til kinokonsum. IMDB ble utnevnt i innledningen som en av verdens største filmressurser på nett. Dessuten blir det reduserte transaksjonskostnader av at kinobilletter samt sitteplasser kan bestilles på nett i forveien,⁴⁴ noe som ville føre til økt etterspørsel etter kinokonsum siden $\frac{\partial Y}{\partial p_K} < 0$. Med slike muligheter blir kino mye mer tilgjengelig for de fleste. Det å kunne planlegge kinoturen i forveien samt slippe å stå i kø vil trolig øke etterspørselen etter kinobilletter. Slike online bestillinger er helt avhengige av bredbåndstilgang, og derfor er bredbåndets effekt på slike bestillingstjenester positiv.

Det er tydelig at netto-effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum *ceteris paribus* kan være både negativ eller positiv,⁴⁵ avhengig av hvilke effekter som dominerer. Jeg ønsker å undersøke nettopp denne netto-effekten i analysen min. Grunnet manglende data om «ekte» prisvariasjoner⁴⁶ for ulike billett kategorier, inkluderer jeg ikke prisen på kinobilletter i den økonometriske modellen.⁴⁷ Dessuten kan de tenkes å være endogene. Det vil si at billettprisene påvirkes av etterspørselen etter kinokonsum samtidig som etterspørselen påvirkes av billettprisene.⁴⁸ Derfor estimerer jeg en redusert-form-relasjon mellom antall kinobesøk og den sentrale forklaringsvariabelen – bredbåndstilgang.

⁴³Smith and Telang (2009), s. 290 diskuterer slike effekter når det gjelder tid brukt på bredbånd.

⁴⁴Dette kan gjøres blant annet på <http://www.filmweb.no/>. Se avsnitt 4.3 for mer opplysning.

⁴⁵Zentner (2010) diskuterer hvordan bredbåndstilgang a priori kan være enten et substitutt eller komplement når det gjelder kinokonsum.

⁴⁶Dewenter og Westermann (2005) diskuterer stor variasjon i billettpriser i Tyskland, både fra en dag til en annen og mellom ulike årstider og billettkategorier.

⁴⁷Det forventes imidlertid at faste kommuneeffekter vil ivareta konstante prisvariasjoner mellom kommuner, mens inklusjonen av en årsfast effekt i modellen vil ivareta prisvariasjoner som er felles for alle kommuner over tid. Slike økonometriske utfordringer og strategier for å løse dem beskrives grundig i kapittel 3.

⁴⁸Dette problemet er et «simultanitetsproblem». Jeg forklarer simultanitet i avsnitt 3.3.4.

2.3 Tidligere empiri om film- og underholdningskonsum og bredbåndstilgang

2.3.1 «Measuring the Impact of File Sharing on the Movie Industry: An Empirical Analysis Using a Panel of Countries»

Analysen til Zentner (2010) forsøker å isolere effekten av peer-to-peer-fildeling via bredbånd på filmindustrien. Nærmere bestemt ser han på effekten av fildeling på henholdsvis videomarkedet (salg av «Digital Versatile Discs» (DVD-er) og «Video Home System»-kassetter (VHS)), kinomarkedet og markedet for utleie av videoer (både DVD-er og VHS). Han benytter paneldata fra en rekke land, delt opp i tre databaser. Den første databasen inkluderer data på kinobilletter og kinoinntekter for 36 land fra 1996 til og med 2008. Den andre databasen består av data på inntekter fra DVD-salg for 24 land fra 2001 til og med 2008. Den tredje databasen er fra 2000 til og med 2008 og inneholder data på inntekter både fra salg og utleie av DVD-er og VHS.

Regresjonsanalysen bruker bredbåndsomfang⁴⁹, målt som prosentandelen av befolkningen med bredbåndabonnement, som en proxyvariabel for fildeling.⁵⁰ Ved dette antar forfatteren implisitt at bruk av internett som underholdningstjeneste utover fildeling ikke har en fortrenningseffekt på filmindustrien, samt at bredbåndstilgang er nødvendig for nedlasting av filmer.⁵¹ Zentner (2010) benytter en empirisk strategi som utnytter begrenset nedlastningshastighet og andre teknologiske begrensninger som eksisterte før 2003 – og som hindret deling av store filmfiler – for å isolere effekten av peer-to-peer-fildeling fra andre effekter av internettbruk.⁵² Resultatene fra regresjonsanalysen viser at fildeling har en negativ og statistisk signifikant effekt på salg av DVD-er og VHS, mens ingen avgjørende effekt er påvist når det gjelder utleie av videoer eller salg av kinobilletter.

Forfatteren begrunner resultatene med at online filmkonsum trolig er et bedre substitutt for videokonsum enn for en kinoopplevelse, i og med at både videoer og online/nedlastede filmer ses hjemme. Dessuten er det slik at en filmfil tilgjengelig på peer-to-peer-nettverker er av en langt bedre kvalitet etter den offisielle lanseringen av DVD-en. Dette gjør at

⁴⁹Her er bredbåndsomfang definert av Den internasjonale telekommunikasjonsunion (ITU). Se Zentner (2010), s. 13.

⁵⁰En ulempe med dette er diskutert på s. 10 i Zentner (2010), nemlig at det å ha bredbåndstilgang hjemme, er et personlig valg, og dette valget kan muligens være korrelert med kinokonsum. På den andre siden sier forfatteren at selv om han hadde hatt tilgang til direkte tall på fildeling, ville han fortsatt ha valgt å benytte bredbåndstilgang som et instrument. Dette for å unngå problemet som kan komme av at personer som laster ned filmer på nett, også har et større filmkonsum totalt sett (Kløvstad og Høyholt, 2010).

⁵¹På side 10 forklarer forfatteren at det praktisk talt er umulig å laste ned store filmfiler med oppringt internett.

⁵²Andre effekter av internettbruk inkluderer positive salgsfremmende effekter og ukontrollerte variabler som er korrelert med bredbåndstilgang som påvirker filmmarkedet.

de som er ivrige på å se en film fortrest mulig heller velger å gå på kino fremfor å laste ned en dårlig kopi av filmen. Videoer som er blitt kjøpt, gir også mulighet for gjentatt konsum, akkurat som nedlastede filmer, mens videoutleie og kinobesøk kun gir en «en gangs»-opplevelse. Det å laste ned en film har også en pris i form av nedlastingstid, noe som betyr at netto nytte av en nedlastet film er størst når den erstatter et filmkjøp.

Hvilke konsekvenser denne studien har for spørsmål om samfunnsøkonomisk effektivitet, velferd og opphavsrett, er usikker. En økning i filmkonsum som følge av bredbånd og fildeling må avveies mot en eventuell reduksjon i filmproduksjon som skyldes markedssvikt fra fildeling. Hvordan fildeling eventuelt påvirker markedsføring av filmer må også undersøkes.

Resultatene gjør det svært interessant for meg å undersøke sammenhengen mellom bredbåndsomfang og kinokonsum i Norge. Hvis jeg får et lignende resultat på nasjonal basis, vil det tale for at online filmkonsum ikke er et substitutt for kinobesøk. Dessuten vil det tyde på at forsinkede filmlanseringer i Norge sammenlignet med USA ikke fører til at folk laster ned filmer fremfor å vente og se dem på kino.⁵³ På den andre siden vil et resultat som står i strid med Zentner (2010) tyde på at bredbånd, via fildeling eller som underholdningstjeneste generelt – eller begge deler – konkurrerer med kinokonsum.

2.3.2 «Clash of the Titans: Does Internet Use Reduce Television Viewing?»

Liebowitz og Zentner (2012) benytter paneldata fra en rekke byer i USA for perioden 1995–2003 for å undersøke hvilken effekt internetttilgang har på TV-konsum. De setter ingen minimumsgrense for overføringskapasitet, og ettersom analyseperioden begynner før bredbånd fantes, ser forfatterne på effekten av både oppringt internett- og bredbåndstilgang. Internetttilgang er målt som andelen av husholdninger med internetttilgang, mens TV-konsum er målt som gjennomsnittlig antall minutter brukt på TV-konsum per dag. Liebowitz og Zentner (2012) finner en negativ og statistisk signifikant sammenheng mellom internetttilgang og TV-konsum generelt for alle personer i analysen. Dessuten viser resultatene at effekten varierer betydelig med alder. Effekten er sterkest for aldersgruppen 6–34 år, svakere og ikke-signifikant for aldersgruppen 35–54 år og svakest og ikke-signifikant for de som tilhører aldersgruppen 55 år og over.

Forfatterne diskuterer mulige årsaker til resultatet. De som er mellom 6 og 34 år gamle er også de som vokste opp etter at datamaskinen ble utviklet. Dette støtter inntrykket man gjerne sitter med a priori, nemlig at de som vokser opp med å bruke internett, blir mer vant til det, og dermed bruker det oftere enn den eldre generasjonen. Dette fører til en større fortrenningseffekt hos yngre mennesker. Liebowitz og Zentner (2012) peker på to

⁵³Zentner nevner forsinkelser med filmlanseringer som en mulig grunn til at fildeling a priori vil ha negativ effekt på filmkonsum.

mulige fortrenningseffekter av internettbruk. For det første krever internettbruk tid, og hvis dette kommer i tillegg til alle andre aktiviteter i en vanlig dag, blir det mindre tid til disposisjon for TV-konsum. For det andre kan internett være et underholdningsmedium. Forfatterne antar at fortrenningseffekter som forekommer av at man bruker internett som underholdningstjeneste, vil være større enn de som forekommer av at man bruker internett kun som informasjonskilde. Det er mer sannsynlig at internett konkurrerer med fjernsyn i den forstand at det tilbyr alternativ underholdning.

Det antas også at middelaldrende mennesker er mer interessert i å bruke internett for å skaffe seg informasjon enn å bruke det som underholdningstjeneste. Dermed er fortrenningseffekten knyttet til bruk av internett som underholdningstjeneste i denne gruppen trolig svært liten, om ikke-eksisterende. Det er derfor ikke overraskende at deres TV-konsum ikke er forandret i betydelig grad.

Liebowitz og Zentner (2012) konkluderer med at resultatet for den yngre generasjonen trolig kommer til å spre seg til de eldre generasjonene etter hvert, ettersom kunnskap og vaner knyttet til internettbruk ikke kommer til å bli glemt nå som de yngre blir eldre. Derfor mener forfatterne *ex ante* at effekten av internettilgang på TV-konsum kommer til å øke i fremtiden i takt med at forskjellene mellom aldersgruppene etter hvert blir mindre.

At fortrenningseffekten av internett på TV-konsum for middelaldrende mennesker nærmest er ikke-eksisterende, kan være en grunn til at bredbånd kan forventes å ha en positiv effekt på kinokonsum i min analyse. Hvis middelaldrende mennesker bruker internett mer for å skaffe seg informasjon enn for underholdning, kan bredbånd gi dem en større kjennskap til de filmene som går på kino. På den måten vil de høre om filmer de ellers aldri hadde hørt om, og dermed gå oftere på kino.

På den andre siden kan resultatet av denne studien også tale for en negativ effekt av bredbånd på kinobesøk. Hvis yngre mennesker drar oftest på kino, og hvis fortrenningseffekten også er størst for dem (fordi de bruker bredbånd som underholdningstjeneste), kan det føre til at bredbånd totalt sett har en negativ effekt på kinokonsum.

2.4 Annen relevant empiri: andre effekter av bredbåndstilgang

2.4.1 «Broadband Internet: An Information Superhighway to Sex Crime?»

Bhuller ofl. (2013) undersøker effekten av bredbåndsinternettbruk på sedelighetsforbrytelser i Norge, med spesielt fokus på voldtekt og seksuelle overgrep mot barn. Analyseperioden er 2000–2008, da bredbånddekning gikk fra å være så å si null til bortimot 100 %. Bredbånd er her definert som internett med en nedlastingshastighet på over 256 kbit/sekund, og bredbåndstilgang⁵⁴ måles som prosentandelen av husholdninger med bredbåndsabonnement.⁵⁵ Utfallsvariabler i hovedanalysen inkluderer henholdsvis antall rapporterte sedelighetsforbrytelser totalt sett per 100 000 innbyggere samt antall rapporterte voldtekter og antall rapporterte seksuelle overgrep mot barn per 100 000 innbyggere. Resultatene viser en positiv og signifikant korrelasjon mellom bruk av bredbånd og antall rapporterte voldtekter og sedelighetsforbrytelser generelt. Dessuten viser sekundæranalyser at antall siktede og straffedømte for ovennevnte forbrytelser øker med internettbruk.

Forfatterne presenterer et konseptuelt rammeverk for tre forskjellige mekanismer som forklarer hvordan internettbruk kan påvirke antallet rapporterte seksualforbrytelser. Den første mekanismen er en rapporteringseffekt, hvor bredbåndstilgang øker sannsynligheten for at en sedelighetsforbrytelse blir rapportert. Den andre mekanismen er en sammenkoblingseffekt mellom gjerningsmann og offer. Denne effekten kan være positiv eller negativ. Bredbåndstilgang kan nemlig føre til at det blir lettere å finne potensielle ofre via nettdating-sider. Samtidig kan det også tenkes at den gjør at potensielle gjerningsmenn bruker mer tid hjemme på nett enn de bruker på å være sosial, og på den måten reduserer bredbåndstilgang sannsynligheten for å treffe potensielle ofre. Den tredje mekanismen består av en direkte effekt på kriminell tilbøyelighet. Det vil si at bruk av bredbånd i seg selv øker sannsynligheten for at potensielle gjerningsmenn faktisk utfører en kriminell handling. Forfatterne mener at denne effekten kan tilskrives en økning i pornografikonsum.

Netto-effekten av bredbåndstilgang på sedelighetsforbrytelser skal være en kombinasjon av de tre ovennevnte effektene. Bhuller ofl. (2013) finner ikke noe empirisk bevis på at bredbånd har forandret rapporteringmønsteret i det hele tatt. Dessuten finner de heller ikke noe bevis på en sammenkoblingseffekt. Resultatene viser derimot at den direkte effekten av bredbånd på sedelighetsforbrytelser ved å øke den kriminelle tilbøyeligheten til en potensiell gjerningsmann er positiv og signifikant.

⁵⁴Forfatterne forsøker egentlig å måle *bruk* av bredbånd.

⁵⁵De bruker prosentandelen av husholdninger som er dekket av bredbåndsinfrastruktur i året før som instrumentvariabel for denne variabelen i sin analyse. Dette til tross for at de hadde opplysning fra SSB om antall bredbåndsabonnement. Forfatterne velger denne strategien for å utnytte den tilfeldige variasjonen i bredbånddekning som kommer av at nødvendig infrastruktur ble gradvis implementert over hele landet. På denne måten prøver de mest mulig å få randomisert internettbruk.

Til tross for at Bhuller *off.* (2013) undersøker sammenhengen mellom bredbåndsomfang og sedelighetsforbrytelser, er studien fortsatt av stor interesse for min analyse. For det første er studien norsk, og på den måten øker denne studien troverdigheten til min analyse siden jeg bruker et lignende datagrunnlag for bredbåndsomfang. I tillegg presenterer Bhuller *off.* (2013) sammenkoblingseffekten på en potensiell gjerningsmann og offer som en mulig effekt av bredbånd. Denne effekten kan tenkes å være overførbar til min studie når det gjelder kinotilbud og potensielle kinokunder. Bredbåndstilgang reduserer nemlig transaksjonskostnader knyttet til å finne opplysninger om nye filmer. På denne måten blir det kanskje mer sannsynlig at en potensiell kinokunde finner ut om en film de har lyst til å se. Sammenkoblingseffekten kan imidlertid også være negativ. Bruk av bredbånd kan føre til at folk er mer hjemme i det hele tatt, og dermed ikke så ofte på kino.

2.5 Studier av pris og inntekt på kinobesøk

2.5.1 «The impact of video recorders on cinema attendance»

Cameron (1988) bruker en tradisjonell etterspørselsfunksjon til å analysere hvor store kinobillettsalg hadde vært fra begynnelsen av 1983 til 1987 dersom «Video Cassette Recording» (VCR) ikke hadde eksistert. Etterspørselsfunksjonen inkluderer antall TV-er som forklaringsvariabel av interesse og er estimert for perioden 1975–1982 da det ikke var tilgang til video. Resultatet danner grunnlaget for en økonomisk prognose for billettsalg i perioden 1983–1987 da VCR ble lansert. Denne modellen gir en prognose for billettsalg som kunne forventes dersom VCR ikke hadde blitt oppfunnet. Forfatteren sammenligner sin egen økonomiske prognose med faktiske billettsalg for den perioden og får et resultat som taler for at VCR har ført til redusert billettsalg.

2.5.2 «Cinema demand in Germany»

Studien av Dewenter og Westermann (2005) analyserer etterspørselen etter kinokonsum i Tyskland ved bruk av makrodata over en 53-års periode. Etterspørsel etter kinokonsum måles med antall kinobilletter solgt per capita i året. De estimerer effekten av henholdsvis pris og inntekt på kinobesøk i en modell med en rekke kontrollvariabler. I tillegg benytter de to-trinns minste kvadraters-metoden (2SLS)⁵⁶ for å estimere både etterspørselssiden og tilbudssiden for å ta høyde for en mulig gjensidig avhengighet mellom etterspørsel etter kinobilletter og kinotilbud (målt som totalt antall kinoseter). Resultatene varierer i de ulike regresjonene, men i samtlige modeller er etterspørselen etter kinobilletter priselastisk. Når det gjelder inntekt, er etterspørselen elastisk, men ikke like elastisk som for pris. Dette taler for at et kinobesøk er en normalvare snarere enn en luksusvare. Resultatene tyder også på at TV og andre kulturtilbud er substitutter for kinokonsum, mens effekten av VCR avdekkes ikke i analysen. Når det gjelder tilbudssiden, har kinobesøk en positiv og signifikant men forsinket effekt på antall kinoseter, mens både TV, VCR og andre kulturtilbud har en negativ og signifikant effekt på kinotilbud. Forfatterne poengterer at analyseperioden trolig er for lang til å gi en presis estimering av de ulike markedskreftene.

⁵⁶Se Wooldridge (2009) for en forklaring på 2SLS.

2.5.3 «It's not the economy, stupid! External effects on the supply and demand of cinema entertainment»

Rimscha (2013) undersøker om økonomiske forhold påvirker tilbud og etterspørsel i kino-markedet. Forfatteren bruker en tidsserieanalyse til å se på tilbud og etterspørsel i henholdsvis Tyskland, Storbritannia og Spania. Analyseperioden er fra første kvartal 2000 til og med fjerde kvartal 2010. Rimscha (2013) konkluderer med at kinoetterspørsel, både totalt sett og sjangerspesifikk etterspørsel, ikke er påvirket av økonomiske forhold. Effekten av kvaliteten på enkelte filmer har derimot mye å si når det gjelder etterspørsel etter kinobesøk. Forfatteren bemerker at «kvaliteten» på en film er vanskelig, om ikke umulig, å måle fordi filmer er horisontalt differensierte. Det vil si at det ikke finnes noe objektivt mål på filmkvalitet; det er personlige preferanser samt såkalte «nettverkseffekter»⁵⁷ som bestemmer «kvaliteten» på en film for den enkelte. Resultatet tyder derfor på at det er den subjektive kvaliteten på en film som er avgjørende for kinoetterspørsel snarere enn økonomiske forhold.

Videre viser resultatene at etterspørsel etter kinobesøk ikke bestemmer kinotilbud. Kinotilbud er derimot sterkt påvirket av kreative trender, altså et primært fokus på film som kunst. Det vil si at det ofte blir lansert filmer som ikke nødvendigvis er høyt etterspurt, men som er sett på som viktige kunstverk i seg selv. Dette tyder på at mange filmselskaper ikke har et ensidig fokus på profittmaksimering. Økonomiske forhold har liten effekt på kinotilbud, både totalt sett og for ulike sjangere. Dessuten har historiske hendelser liten forklaringskraft når det gjelder endringer i den relative populariteten av ulike sjangere.

⁵⁷Dette er en karakteristikk som gjør at verdien på et gode/tjeneste for den ene personen avhenger av antallet andre personer som velger å kjøpe det aktuelle godet/tjenesten.

2.6 Oppsummering

Ved å løselig knytte de mulige effektene av bredbåndstilgang opp til standard etterspørselsteori, beskrevet i ligning 2, gir jeg en kort oversikt over tre hovedmekanismene som bredbånd kan tenkes å påvirke kinokonsum gjennom. Den første mekanismen er gjennom fildeling og ulovlig filmkonsum på nett. Denne effekten kan a priori være enten positiv eller negativ. Den andre mekanismen er gjennom bruk av bredbånd som underholdningstjeneste. Bruk av bredbånd for underholdning kan erstatte kinokonsum, og dermed ha negativ effekt på kinobesøk. Den tredje mekanismen er gjennom salgsfremmende effekter og reduserte transaksjonskostnader knyttet til online billettsalg. Denne effekten vil være utelukkende positiv, med bredbånd fungerende som et komplement til kinokonsum.

I dette kapitlet har jeg også presentert tre studier av effekten av pris og inntekt på kinokonsum: (Cameron, 1988), (Dewenter og Westermann, 2005) og (Rimscha, 2013). Cameron (1988) finner en negativ sammenheng mellom kinobillettsalg og introduksjonen av VCR ved å estimere en tradisjonell etterspørselsfunksjon. De andre to studiene konkluderer med at kino er priselastisk og en normalvare når det gjelder inntekt. Økonomiske forhold har hatt liten effekt på etterspørsel og tilbud i kinomarkedet, og TV og andre kulturtilbud viser seg å være substitutter for kinokonsum. I hvilken grad antall besøkende på kino påvirker kinotilbudet er usikkert. I Rimscha (2013) finner forfatteren at etterspørsel ikke bestemmer kinotilbud. På den andre siden finner Dewenter og Westermann (2005) at antall kinobesøk har en positiv og signifikant effekt på kinotilbud, men at denne effekten er nokså forsinket.

Jeg har også sett på tre tidligere empiriske studier av Zentner (2010), Liebowitz og Zentner (2012) og Bhuller off. (2013). Analysene undersøker sammenhengen mellom bredbånd og henholdsvis filmindustrien, TV-konsum og seksualforbrytelser. Zentner (2010) finner ingen effekt av bredbånd på salg av kinobilletter. Studien til Liebowitz og Zentner (2012) viser en negativ og signifikant sammenheng mellom internetttilgang og TV-konsum for mennesker i alderskategorien 6–34 år. Bhuller off. (2013) med sin norske studie avdekker en positiv og signifikant sammenheng mellom bruk av bredbånd og sedelighetsforbrytelser i Norge.

Resultatet i Zentner (2010) gir grunn til å forvente at bredbånd ikke har noen effekt på kinokonsum. Dette kan skyldes at online filmkonsum er et bedre substitutt for videokonsum enn kinokonsum. I tillegg kan det skyldes at nordmenn ikke velger å erstatte et kinobesøk med en nedlastet film selv om filmanseringer i Norge blir forsinket i forhold til USA. Liebowitz og Zentner (2012) sine resultater kan tale for både en positiv og en negativ effekt av bredbånd på kinokonsum. Hvis internett brukes mest for å skaffe infor-

masjon, vil ikke fortrenningseffekten av bredbånd på kinobesøk være særlig stor. Tvert imot kan effekten av internett i dette tilfellet være positiv. På den andre siden kan en stor fortrenningseffekt for yngre mennesker (fordi de bruker internett mest for underholdning), gjøre at kinokonsum totalt sett blir redusert av bredbåndstilgang. Til slutt åpner den norske studien av Bhuller *ofl.* (2013) for en mulig sammenkoblingseffekt mellom potensielle kinokunder og kinotilbud. Med reduserte transaksjonskostnader kan man lettere finne opplysninger om nye filmer, og dermed øker sannsynligheten for at folk går på kino.

3 Empirisk strategi

3.1 Innledning

I min oppgave undersøker jeg om det finnes en kausal sammenheng mellom bredbåndsomfang og antall kinobesøk. Her presenteres den empiriske strategien «enhetsfaste effekter» som benyttes i analysen. Hovedvariabelen jeg ønsker å forklare, er antall kinobesøk i året, mens bredbånddekning er forklaringsvariabelen. Fremstillingen av den økonometriske tilnærmingen bygger på Cameron og Trivedi (2009), Greene (2012), Verbeek (2012), Wooldridge (2002) og Wooldridge (2009).

3.2 Regresjonsmodell

For å kunne fastlå en kausal sammenheng mellom to variabler, er det begrepet «ceteris paribus» som er sakens kjerne (Wooldridge, 2002). Økonometriske metoder benyttes for å holde alle ytterligere faktorer⁵⁸ konstant. Dette fordi andre effekter enn den omtalte sjelden kan utelukkes. Dermed kan den kausale sammenhengen mellom de to aktuelle variablene avdekkes. I en «ceteris paribus»-analyse estimeres forventningsverdien til y gitt både x og Z :

$$E(y \mid x, Z) \tag{3}$$

hvor:

y – utfallsvariabel

x – forklaringsvariabel av interesse

Z – rekkevektor av kontrollvariabler

Det som er interessant, er å evaluere relasjon 3 for forskjellige x -verdier mens Z holdes konstant. I praksis er det vanskelig å utføre en perfekt «ceteris paribus» analyse. Dette diskuteres nærmere i neste avsnitt.

I min analyse benyttes paneldata. Et paneldatasett består av observasjoner for samme enheter over tid. Her er enhetene kommuner, og tidsenhetene år. Observasjonene har altså to dimensjoner og er betegnet med x_{it} eller Z_{it} . i representerer kommuneenheten og går fra 1 til n . t tilsvarende tidspunktet – året – for observasjonen, og går fra 1 til T .

⁵⁸De faktorene utover den sentrale forklaringsvariabelen som kan påvirke analysen.

Jeg tar derfor utgangspunkt i følgende enkle lineære relasjon:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z_{it} + \phi_t + u_{it} \quad (4)$$

hvor:

y_{it} – antall kinobesøk i året

β_0 – konstantledd

x_{it} – mål på bredbåndsdekning i året med koeffisient β_1

Z_{it} – rekkevektor av kontrollvariabler med tilhørende koeffisientvektor β_2 ⁵⁹

ϕ_t – årsfast effekt⁶⁰

u_{it} – stokastisk restledd

Denne relasjonen kan estimeres ved hjelp av minste kvadraters metode (MKM). Dette er definert som en estimeringsmetode «som minimerer summen av kvadratavvikelsene» (Wooldridge, 2009).

Den årsfaste effekten inkluderes for å la konstantleddet variere over tid. Dette er viktig ettersom variabler som kun varierer over tid, men antas å være felles for alle kommuner, kan være utelatt fra analysen. Hvis slike utelatte variabler er korrelerte med forklaringsvariablene, fører det til forventningsskjeve og inkonsistente MKM-estimatorer (Wooldridge, 2009). Ved bruk av en årsfast effekt blir de tidsvariende variablene kontrollert for, og dermed unngås skjevheten.

⁵⁹ $Z_{it} = [Z_{1it}, Z_{2it}, \dots, Z_{Jit}]$ er en rekkevektor med dimensjon $(1 \times J)$ og $\beta_2 =$

$$\begin{bmatrix} \beta_{21} \\ \beta_{22} \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_{2J} \end{bmatrix}$$

er den tilhørende

kolonnevektoren med dimensjon $(J \times 1)$.

⁶⁰Dette er en koeffisientvektor til en rekkevektor av dummyvariabler hvor en årsummy_t er lik 1 på tidspunkt t og lik 0 ellers.

MKM vil gi forventningsrette og konsistente estimatorer såfremt visse forutsetninger er oppfylt (Wooldridge, 2009). Bruk av MKM krever derfor at følgende forutsetninger er tilfredsstilte:

1. Modellen er lineær i parametrene.
2. Tilfeldig utvalg.
3. Ingen perfekt kollinearitet. Dette betyr at forklaringsvariablene ikke kan være hverken konstante eller perfekt lineære funksjoner av en eller flere av de andre forklaringsvariablene.
4. Eksogene forklaringsvariabler. Dettets betegnes som: $E(u | x, Z) = 0$. Her er x den sentrale forklaringsvariablen, og Z er en rekkevektor av alle ytterligere forklaringsvariabler. Forklaringsvariabelene, og funksjoner av forklaringsvariablene, skal ikke være korrelerte med restleddet.

3.3 Forklaringsvariablene er korrelerte med restleddet

Endogene forklaringsvariabler forårsaker forventningsskjeve og inkonsistente estimatorer ved bruk av MKM. At ingen av forklaringsvariablene er korrelerte med restleddet, er en helt avgjørende forutsetning for at en «ceteris paribus» analyse skal kunne avdekke en kausal sammenheng mellom den avhengige variabelen og den sentrale forklaringsvariablen.

I fravær av eksogene forklaringsvariabler er det brudd på denne forutsetningen slik at $E(u | x, Z) \neq 0$. Dette skyldes at minst ett av fire hovedproblemer er til stede i analysen (Wooldridge, 2009). Disse utfordringene må løses for at MKM-estimeringen skal gi forventningsrette og konsistente estimatorer.

3.3.1 «Utelatt variabel»-problemet

«Utelatt variabel»-problemet er til stede når en utelatt variabel som har forklaringskraft – påvirker utfallsvariabelen – er korrelert med en eller flere av forklaringsvariablene, noe som gjør at restleddet er korrelert med forklaringsvariablene (Wooldridge, 2009). Dermed blir det brudd på forutsetning 4 ovenfor. Et slikt problem kan oppstå av ulike grunner. Det kan blant annet skyldes en mangel på data, eller ren uvitenhet når det gjelder variabelens relevans.

Under-spesifisering av modellen kan illustreres ved å anta en enkel lineær relasjon med to forklaringsvariabler:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + u_i \quad (5)$$

Hvis den ene forklaringsvariabelen x_{i2} utelates, oppstår en potensiell skjevhet i samtlige MKM-estimatorene (Wooldridge, 2009). Den forventede verdien til estimatoren $\hat{\beta}_1$ er gitt ved:

$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 + \beta_2 \hat{\delta} \quad (6)$$

hvor $\hat{\delta}$ er regresjonskoeffisienten i en regresjon mellom x_2 og x_1 :

$$\hat{\delta} = \frac{\sum (x_{i2} - \bar{x}_2)(x_{i1} - \bar{x}_1)}{\sum (x_{i1} - \bar{x}_1)^2} \quad (7)$$

Her er \bar{x}_1 og \bar{x}_2 gjennomsnittsverdiene til henholdsvis x_1 og x_2 .

Dermed blir forventet skjevhet gitt ved:

$$E(\hat{\beta}_1) - \beta_1 = \beta_2 \hat{\delta} \quad (8)$$

Det vil si at MKM-estimatorene vil være forventningsrett dersom den utelatte variabelen ikke har noen effekt på y_i i ligning 5 slik at $\beta_2 = 0$, eller hvis den utelatte variabelen ikke er korrelert med x_{i1} slik at $\hat{\delta} = 0$ (Wooldridge, 2009).

For å unngå «utelatt variabel»-problemet må alle relevante forklaringsvariabler inkluderes i den empiriske analysen. Det vil si alle variabler som er med på å forklare utfallsvariabelen – i dette tilfellet antall kinobesøk – som også er korrelerte med den sentrale forklaringsvariabelen – bredbåndsomfang – eller andre forklaringsvariabler i modellen. Dette kan være alt fra innbyggertall og befolkningstetthet til infrastruktur, næringsstruktur, lønnsnivå eller arbeidsledighet. I praksis er det nærmest umulig å inkludere alle relevante forklaringsvariabler i en analyse, og derfor er det nødvendig å løse «utelatt variabel»-problemet på andre måter.

Først skal jeg se nærmere på restleddet i min analyse. Når det gjelder paneldata, består restleddet u_{it} nemlig av to forskjellige komponenter (Wooldridge, 2009, s. 457):

1. Idiosynkratisk restledd, eller tidsvarierende komponent ϵ_{it}

Dette inkluderer uobserverte faktorer som både varierer mellom enheter (her kommuner) og over tid, og som påvirker den avhengige variabelen (her antall kinobesøk).

2. Enhetsfast effekt, eller konstant komponent α_i

Denne består av uobservert heterogenitet⁶¹, altså faktorer som varierer mellom enheter men ikke over tid. I denne analysen heter denne komponenten den «faste kommuneeffekten». Det vil si alle faktorer som er kommunespesifikke og konstante over tid.

Restleddet i forbindelse med paneldata heter derfor det «sammensatte» restleddet.⁶² For at MKM skal gi forventningsrette og konsistente estimatorer, er det derfor nødvendig at forklaringsvariablene ikke er korrelerte med det *sammensatte* restleddet. Det vil si at samtlige forklaringsvariabler i modellen må være ukorrelerte med både det idiosynkratiske restleddet og den enhetsfaste effekten. Dette gir følgende forutsetninger:

$$E(\epsilon_{it} \mid x_{it}, Z) = 0 \quad (9)$$

$$E(\alpha_i \mid x_{it}, Z) = 0 \quad (10)$$

hvor:

ϵ_{it} – idiosynkratisk restledd

α_i – fast kommuneeffekt/ kommunespesifikk komponent

x_{it} – sentral forklaringsvariabel

Z – rekkevektor av kontrollvariabler (her splitter jeg Z i to deler: en del som kun varierer mellom kommuner men ikke over tid – Z_i – og en del som både varierer mellom kommuner og over tid – Z_{it} .)

⁶¹Denne komponenten kalles dermed også for «uobservert heterogenitet».

⁶²Oversettes til «composite error» på engelsk.

Forutsetningen fra ligning 10 betyr at selv om forklaringsvariablene antas for å være ukorrelert med det idiosynkratiske restleddet, vil MKM likevel føre til forventningsskjev og inkonsistente estimatore dersom de er korrelerte med den kommunespesifikke komponenten. Dette kalles for «heterogenitet-skjevhet», og er egentlig skjevheten som stammer fra «utelatt variabel»-problemet, når den utelatte variabelen er enhetsspesifikk og konstant over tid (Wooldridge, 2009). Slike variabler kan for eksempel være:

- Demografiske egenskaper ved befolkningen utover kontrollvariablene. Et eksempel er befolkningstetthet/grad av urbanisering.⁶³ Dette varierer trolig lite over tid (i hvert fall på kort sikt), og fanges dermed opp av den faste kommuneeffekten.
- Historiske faktorer. Et eksempel er målform. 114 av 428 kommuner har nynorsk som vedtatt målform, mens 156 er språknøytrale.⁶⁴
- Kulturtilbud utover kino, som teater, idrettssentre og bibliotek.⁶⁵
- Geografiske og topografiske faktorer samt infrastruktur som kan påvirke bredbåndstilbud (Bhuller *ofl.*, 2013). Veier, tunneler og jernbanespor kan nevnes som eksempler på infrastruktur.
- Næringsliv-faktorer som kan påvirke kjønnsfordeling. For eksempel kan det være slik at det finnes flere mannsdominerte yrkesmuligheter i enkelte kommuner. Hvis kjønnsfordelingen påvirkes av næringslivet på denne måten, og kinokonsum varierer med kjønn, vil en slik kommunespesifikk faktor være korrelert med en forklaringsvariabel.

For å unngå heterogenitet-skjevhet kan «enhetsfaste effekter»-estimering benyttes. I avsnitt 3.4 presenteres «enhetsfaste effekter»-modellen som en mulig løsning når forutsetning 10 ikke er oppfylt: $E(\alpha_i | x_{it}, Z) \neq 0$.

⁶³Smith og Telang (2010), s. 293 forventer at DVD-salg vil være større på de mer urbaniserte stedene. I tillegg finner Kløvstad og Høyeholt (2010) at den typiske fildeleren bor i by. En rapport utgitt av SSB, Vaage (2007) s. 10 og 56, finner at de som bor i by og på de mest tett befolkede områdene i landet går mest på kino.

⁶⁴Lothe, H. (2014): «Mållaget rustar seg mot kommunereforma», Norsk Tidend.

⁶⁵Dewenter og Westermann (2005) poengterer at effekten av en prisendring for ulike kulturtilbud på kinokonsum ikke er opplagt a priori. Selv om de kan tenkes å være substitutter for kinokonsum, er det også mulig at en økning i pris på andre kulturtilbud fører til en reduksjon i kinokonsum. En slik prisøkning kan til og med ha ingen effekt på kinokonsum. Dette ville skyldes at bruk av enkelte kulturtilbud henger sammen (se rapporten utgitt av SSB, Vaage (2007), s. 8 og 36), og i tilfellet med ingen effekt, at de forskjellige kulturtilbudene har helt uavhengige kundegrupper.

Det finnes ytterligere tre betingelser som gjelder for de to restledd-komponentene som må oppfylles for at MKM-estimering skal føre til estimatorene som er «BLUE»⁶⁶ (Wooldridge, 2009):

1. Ingen autokorrelasjon blant det idiosynkratiske restleddet og homoskedastisitet (konstant varians):⁶⁷ $\text{corr}(\epsilon_{it}, \epsilon_{js} \mid x, Z) = 0$ og $\text{var}(\epsilon_{it} \mid x, Z) = \sigma_\epsilon^2$.
2. Ingen autokorrelasjon blant den uobserverte heterogeniteten og homoskedastisitet (konstant varians): $\text{corr}(\alpha_i, \alpha_j \mid x, Z) = 0$ og $\text{var}(\alpha_i \mid x, Z) = \sigma_\alpha^2$.
3. De to restledd-komponentene er ikke korrelerte med hverandre: $\text{corr}(\epsilon_{it}, \alpha_j) = 0$ for alle i, t og j .

I motsetning til forutsetningene 9 og 10 må ikke de tre ovennevnte betingelsene oppfylles for at MKM-estimatorene skal være forventningsrette og konsistente (Wooldridge, 2009). Heteroskedastisitet og seriekorrelasjon i restledd-komponentene kan derimot føre til skjeve standardavvik i tillegg til å vanskeliggjøre statistisk inferens (Wooldridge, 2009, s. 265). Dermed kan de påvirke troverdigheten til analysen. Fordi heteroskedastisitet ikke kan utelukkes, benyttes «clustered» standardavvik på kommunenivå i den empiriske analysen.⁶⁸ Dette gir robuste standardavvik når restledd-komponentene varierer mellom kommuner (Wooldridge, 2009, s. 496).

3.3.2 Modellen er feilspesifisert

Dette problemet er egentlig et spesielt tilfelle av «utelatt variabel»-problemet. Dersom en utelatt variabel er en lineær funksjon av en av forklaringsvariablene i modellen, er modellen feilspesifisert. Dette oppstår når den lineære regresjonsmodellen ikke beskriver det sanne forholdet mellom utfallsvariabelen og forklaringsvariablene.

Hvis for eksempel det sanne forholdet mellom kinokonsum og bredbåndstilgang er gitt ved et andregradspolynom i bredbåndstilgang, blir modellen feilspesifisert dersom andregradsleddet er utelatt. Det samme gjelder tilfellet hvor det sanne forholdet er gitt ved den lineære formen av den sentrale forklaringsvariabelen, men den naturlige logaritmen til variabelen brukes, eller omvendt. Jeg begrunner valg av funksjonsform i avsnitt 3.5.1 og tar høyde for mulig feilspesifisering ved å estimere ulike empiriske modeller som en robusthetssjekk i kapittel 5.

⁶⁶ «BLUE» er en forkortelse for «best linear unbiased estimator» på engelsk.

⁶⁷Se Verbeek, (2012), kapittel 4 for en grundig forklaring på heteroskedastisitet og autokorrelasjon.

⁶⁸Se Wooldridge, 2009, s. 495–496 for en nærmere forklaring. Se også Cameron og Trivedi (2009), s. 233 og 244–245. Her presiserer forfatterne at det er helt nødvendig å benytte «clustered» standardavvik for å korrigere for mulig heteroskedastisitet. Forskjellen mellom vanlige standardavvik og «clustered» standardavvik kan nemlig være betydelig. Dessuten finner man en grundig beskrivelse av «clustered» standardavvik i Greene (2012), s. 392–394 og 586–588.

3.3.3 Målefeil

Målefeil innebærer at en variabel har en godt definert kvantitativ effekt, men at den ikke observeres eksakt (Wooldridge, 2009). I dette tilfellet vil variabelen brukt i modellen inneholde målefeil.

Målefeil i den forklarte variabelen er ikke spesielt alvorlig så lenge de ikke er systematisk relatert til noen av forklaringsvariablene i modellen. På den andre siden kan målefeil i en forklaringsvariabel gi skjevhet mot null i den tilhørende MKM-estimatoren. Dette kalles for «klassisk målefeil»-skjevhet (Wooldridge, 2009, s. 318–322).

Mediebruk er ikke lett å måle (Liebowitz og Zentner, 2012, s. 235). Det er imidlertid relativt liten grunn til å tro at omfanget av klassiske målefeil i den sentrale forklaringsvariabelen i modellen min er spesielt stort, siden SSB får tilgang til tall rapporterte av selve bredbåndsleverandørene.⁶⁹ Til tross for at disse leverandørene ikke har registreringsplikt – noe som betyr at enkelte leverandører ikke er med i undersøkelsen – er disse tallene fremdeles mer korrekte enn tall innhentet fra en spørreundersøkelse til befolkningen om bredbåndstilgang.

3.3.4 Simultanitet

Simultanitet oppstår når minst én av forklaringsvariablene bestemmes samtidig som utfallsvariabelen (Wooldridge, 2009). Dette gjør at den forklaringsvariabelen kan være korrelert med restleddet og at MKM-estimatorene følgelig blir forventningsskjeve og inkonsistente (Wooldridge, 2009). Dette kalles også for «revers kausalitet» (se Verbeek, 2012, s. 146–147).

Dersom bredbåndsdekning selv påvirkes av antall kinobesøk, blir det et simultanitetsproblem. Dette kan illustreres med følgende ligninger:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z_{it} + u_{it} \quad (11)$$

$$x_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 Z_{it} + v_{it} \quad (12)$$

hvor $\alpha_1 \neq 0$. Dette viser et simultanitetsproblem hvor kinokonsum – y_{it} – påvirkes av bredbåndstilgang – x_{it} – i ligning 11, og bredbåndstilgang – x_{it} – påvirkes av kinokonsum – y_{it} – gjennom relasjon 12.

⁶⁹SSB: «Internett-målinga, 3. kvartal 2014: Kvaliteten på faste breiband gjer nye hopp».

Hvis $\alpha_1 = 0$ derimot, kan det fremdeles være slik at restleddene u_{it} og v_{it} er korrelerte med hverandre. Dette vil være tilfelle dersom det finnes en utelatt variabel som påvirker både kinokonsum og bredbåndstilgang samtidig.⁷⁰ Et eksempel av en slik variabel kan være uobservert infrastruktur. Infrastruktur kan nemlig påvirke i hvilken grad folk har tilgang til både kino og bredbånd. «Enhetsfaste effekter»-estimering (forklart i avsnitt 3.4) vil kunne løse dette «utelatt variabel»-problemet så fremt infrastruktur ikke varierer over tid – men kun mellom kommuner.

Som forklart i slutten av avsnitt 2.2, kan det også være et simultanitetsproblem hvis prisen på kinobilletter er inkludert som kontrollvariabel i modellen. Det kan være gjensidig avhengighet mellom billettprisene og kinobesøk. Billettprisene påvirkes nemlig av etterspørselen etter kinobilletter, samtidig som etterspørselen påvirkes av billettprisene. I den forbindelse estimerer jeg en redusert-form-relasjon mellom antall kinobesøk og bredbåndstilgang.

Dessuten finnes det trolig gjensidig avhengighet mellom antall kinobesøk og antall filmtitler og -forestillinger kinoene tilbyr. I så fall vil det være et simultanitetsproblem dersom antall filmtitler og -forestillinger inngår som forklaringsvariabler i modellen. Hvorvidt det er slik at flere filmtitler og -forestillinger fører til et større kinokonsum, eller om det heller er slik at en større etterspørsel etter filmer gjør at kinoene tilbyr flere filmer og forestillinger, er usikkert. Virkeligheten er mest sannsynlig en sammensatt kombinasjon av begge mekanismene.⁷¹ I tillegg kan bredbåndsomfangets effekt på etterspørselen etter filmer også påvirke antall filmtitler og -forestillinger tilbudt av kinoene (tilbudssiden). Dette betyr at antall filmtitler og -forestillinger kan være utfallsvariabler. Jeg undersøker dette nærmere ved å estimere en modell med henholdsvis antall filmtitler og antall forestillinger som alternative utfallsvariabler i en robusthetssjekk i kapittel 5.

Generelt kan det tenkes at også hovedkapasitetsmålet – totalt antall kinoseter – påvirkes av etterspørselen etter filmer.⁷² Dette skjer imidlertid først og fremst på lang sikt, siden antall sitteplasser er noe mer stabilt enn antall filmtitler og -forestillinger kinoene tilbyr.⁷³

⁷⁰Dette er enda et spesielt tilfelle av «utelatt variabel»-problemet.

⁷¹Se for eksempel Dewenter og Westermann (2005).

⁷²Dewenter og Westermann (2005) finner en positiv og signifikant gjensidig sammenheng mellom kinobesøk og antall kinoseter når de estimerer simultane ligninger.

⁷³Den positive effekten av kinobesøk på antall kinoseter funnet i Dewenter og Westermann (2005) er forsinket med flere år. Forfatterne diskuterer også at det å stenge eller bygge ut en kino medfører store kostnader, noe som gjør at tilbyderer trolig vil vente med å reagere til en endring i kinoetterspørsel frem til det er mulig å vurdere om endringen er permanent eller kun midlertidig.

3.3.5 Forklaringsvariablene er korrelerte med det idiosynkratiske restleddet

Både «utelatt variabel»-problemet, feilspesifisering av modellen, målefeil og simultanitet vil føre til at forklaringsvariablene er korrelerte med restleddet. Som nevnt tidligere, hvis den utelatte variabelen er enhetsspesifikk og ikke er varierende over tid, vil «enhetsfaste effekter»-estimering være en mulig løsning når $E(\alpha_i | x_{it}, Z_{it}) \neq 0$ (altså når forutsetning 10 ikke er oppfylt). Men forutsetningen fra ligning 9 sier at forklaringsvariablene heller ikke kan være korrelerte med det idiosynkratiske restleddet dersom MKM skal kunne gi forventningsrette og konsistente estimatorer. Hvis $E(\epsilon_{it} | x_{it}, Z) \neq 0$, må dette løses ved å bruke instrumentalvariabel-metoden (IV-metode) eller to-trinns minste kvadraters-metoden (2SLS) (Wooldridge, 2009).⁷⁴

Bhuller off. (2013) benytter IV-metoden med et instrument for bredbåndsinternettbruk.⁷⁵ Grunnet en mangel på tilgang til direkte sammenlignbare data på bredbåndsdekning i tråd med Bhuller off. (2013), benytter jeg ikke IV-metoden for å unngå dette problemet.⁷⁶

⁷⁴Cameron og Trivedi (2009) presenterer bruk av IV som den ledende strategien for estimering av modeller med endogene forklaringsvariabler på sider 171–176.

⁷⁵De får opplysninger om bredbåndsdekning fra Samferdselsdepartementet.

⁷⁶Det kan nevnes at Bhuller off. (2013) får en svært høy F-verdi i første steget når de bruker IV-metoden (se tabell 2, side 18). Dette kan være en viss indikasjon på at resultatene med og uten IV for bredbåndstilgang er relativt like. Se også figur 1, side 12 for en grafisk fremstilling av den gjennomsnittlige bredbåndsdekningsraten for hele landet fra 2000 til og med 2008, sett i forhold til gjennomsnittlig bruk av bredbånd i samme perioden.

3.4 Estimeringsstrategi: «enhetsfaste effekter»-modellen

Som forklart i forrige avsnitt, for at MKM skal gi forventningsrette og konsistente estimatører, må forklaringsvariablene være ukorrelerte med den faste kommuneeffekten. Denne forutsetningen er gitt ved ligning 10 som gjentas her:

$$E(\alpha_i | x_{it}, Z_{it}) = 0 \quad (13)$$

Dersom $E(\alpha_i | x_{it}, Z_{it}) \neq 0$, fører MKM til forventningsskjevne og inkonsistente estimatører. Dette kalles for «heterogenitet-skjevhet», og er egentlig skjevheten som stammer fra «utelatt variabel»-problemet (Wooldridge, 2009). Her er den utelatte variabelen den faste kommuneeffekten. I min analyse er betingelsen i ligning 13 trolig ikke oppfylt. Derfor må «enhetsfaste effekter»-estimering benyttes.

For å unngå «utelatt variabel»-problemet i analysen, estimeres følgende «enhetsfaste effekter»-modell:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z_{it} + \phi_t + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (14)$$

hvor:

y_{it} – antall kinobesøk i året

β_0 – konstantledd

x_{it} – mål på bredbåndsdekning i året med koeffisient β_1

Z_{it} – rekkevektor av kontrollvariabler med tilhørende koeffisientvektor β_2

ϕ_t – årsfast effekt

α_i – fast kommuneeffekt

ϵ_{it} – idiosynkratisk restledd

For at «enhetsfaste effekter»-estimering skal føre til forventningsrette og konsistente estimatører, må $E(\epsilon_{it} | x_{it}, Z_{it}) = 0$ likevel være oppfylt. Som diskutert i avsnitt 3.3.5, hvis $E(\epsilon_{it} | x_{it}, Z_{it}) \neq 0$, kan dette løses ved å bruke IV-metoden kombinert med «enhetsfaste effekter»-estimering som i Bhuller *off.* (2013). På grunn av en mangel på data benytter jeg kun «enhetsfaste effekter»-estimering. Dette betyr at dersom $E(\epsilon_{it} | x_{it}, Z_{it}) \neq 0$, vil MKM-estimatørene i min analyse likevel være forventningsskjevne og inkonsistente.

«Enhetsfaste effekter»-estimering innebærer at modellen blir transformert slik at den faste kommuneeffekten forsvinner, og dermed ikke lenger forårsaker forventningsskjevne og inkonsistente estimatører (Wooldridge, 2009). Denne transformeringen heter for «enhetsfaste effekter»- transformering⁷⁷ og kan illustreres analytisk:

⁷⁷På engelsk heter denne transformeringen «fixed effects» transformation eller «within» transformation.

Den tar utgangspunkt i følgende modell:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (15)$$

Dette er samme modellen som i ligning 14 ovenfor, bare uten den årsfaste effekten. Siden α_i er konstant over tid, utgjør den en del av konstantleddet slik at:

$$\beta_0 + \alpha_i = \delta_i \quad (16)$$

hvor δ_i er et nytt konstantledd. Nå beregner jeg et tidsspesifikt gjennomsnitt for hver enkel variabel i modellen:

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (17)$$

$$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (18)$$

$$\bar{Z}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_{it} \quad (19)$$

$$\bar{\epsilon}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \epsilon_{it} \quad (20)$$

$$\bar{\delta}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \delta_i = \frac{1}{T} T \delta_i = \delta_i \quad (21)$$

Dette gir:

$$\bar{y}_i = \delta_i + \beta_1 \bar{x}_i + \beta_2 \bar{Z}_i + \bar{\epsilon}_i \quad (22)$$

Trekker ligning 22 fra 15 for å få:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta^E_1 (x_{it} - \bar{x}_i) + \beta^E_2 (Z_{it} - \bar{Z}_i) + \epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i \quad (23)$$

Til slutt legges til den årsfaste effekten:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta^E_1 (x_{it} - \bar{x}_i) + \beta^E_2 (Z_{it} - \bar{Z}_i) + \phi_t + \epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i^{78} \quad (24)$$

⁷⁸Når «enhetsfaste effekter»-estimering benyttes i Stata, estimeres egentlig følgende ligning: $y_{it} - \bar{y}_i + \bar{y} = \beta_0 + \beta^E_1 (x_{it} - \bar{x}_i + \bar{x}) + \beta^E_2 (Z_{it} - \bar{Z}_i + \bar{Z}) + \phi_t + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i + \bar{\alpha}) + \bar{\epsilon}$ hvor de ekstra leddene er de globale gjennomsnittene for hver variabel og $\bar{\alpha} = 0$ (Gould, W., StataCorp, 2013). Dette forklarer hvorfor den estimerte modellen inneholder et konstantledd når ligning 24 ikke gjør det. Resultatet av denne regresjonen er nøyaktig det samme som resultatet av en «dummyvariabel»-regresjon, altså estimering av ligning 14, hvor α_i er estimert som en koeffisientvektor til en rekkevektor av kommunespesifikke dummyvariabler.

Utfallsvariabelen og forklaringsvariablene måles her som avvik fra gjennomsnittet i kommunen (se Verbeek, 2012, s. 384). Med «enhetsfaste effekter»-transformering har den faste kommuneeffekten blitt transformert bort fra modellen. Dette løser «heterogenitet-skjevhet». I denne modellen utnyttes kun tidsvariasjon *innen* kommuner, mens all variasjon *mellom* kommuner er ignorert. β^E_1 og β^E_2 heter derfor «enhetsfaste effekter»-estimatorer.

Fordelen med «enhetsfaste effekter»-estimering er at den fører til forventningsrette og konsistente MKM-estimatorer når $E(\alpha_i | x_{it}, Z_{it}) \neq 0$. En slik strategi er også mer troverdig siden den kontrollerer for uobservert heterogenitet, noe som ikke kan utelukkes fra analysen min. I tillegg utnytter jeg med denne estimeringsstrategien den eksogene tidsvariasjonen i bredbåndstilgang innad i kommuner som kommer av at nødvendig infrastruktur ble gradvis implementert. Slik eksogen tidsvariasjon er svært interessant å benytte i denne analysen fordi et større variasjonsgrunnlag alltid er ønskelig.

Ulempene er blant annet at «enhetsfaste effekter»-estimering fører til større standardavvik fordi den utnytter mindre informasjon enn MKM der mye av den er blitt transformert bort. I tillegg forsvinner muligheten for å estimere effekten av variabler som kun varierer mellom kommuner. Hvis for eksempel lønnsnivået varierer betydelig mellom kommuner, men ellers er nokså fast over tid (i hvert fall på kort sikt), vil ikke «enhetsfaste effekter»-estimering gi presist estimerte effekter av lønn. Dette reiser enda et problem, nemlig at analyseperioden kan være for kort til å gi troverdige resultater på grunn av utilstrekkelig tidsvariasjon. Jeg ser nærmere på dette problemet i avsnitt 5.3.

3.5 Valg av funksjonsform

3.5.1 Log-lineær modell

I hovedanalysen benyttes en semi-log-modell for å fange opp ikke-lineære effekter av den sentrale forklaringsvariabelen på hovedutfallsvariabelen. Dette gjøres ved å ta den naturlige logaritmen til antall kinobesøk. Dessuten er alle observasjoner for antall kinobesøk som er lik null, gjort om til «manglende».⁷⁹ Den empiriske modellen blir:

$$\log(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z_{it} + \phi_t + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (25)$$

hvor:

$\log(y_{it})$ – den naturlige logaritmen til antall kinobesøk i året

β_0 – konstantledd

x_{it} – mål på bredbåndsdekning i året med koeffisient β_1

Z_{it} – rekkevektor av kontrollvariabler med tilhørende koeffisientvektor β_2

ϕ_t – årsfast effekt

α_i – fast kommuneeffekt

ϵ_{it} – idiosynkratisk restledd

Med denne modellen kan prosentvise endringer i kinokonsum undersøkes. Logaritmen til antall kinobesøk er å foretrekke fremfor den lineære måleenheten fordi den gir en bedre karakteristikkk av forholdet mellom hovedutfallsvariabelen og den sentrale forklaringsvariabelen. Dette fordi det kan tenkes a priori at en økning i bredbåndsomfang med én enhet vil forandre antall kinobesøk med en konstant prosent snarere enn en konstant enhets økning. Den marginale effekten av en økning i bredbåndsomfang på antall kinobesøk er angitt med:

$$\% \Delta y \approx 100 \beta_1 \Delta x^{80} \quad (26)$$

Det er ikke hensiktsmessig å bruke en log-log-modell – ved å ta den naturlige logaritmen til den sentrale forklaringsvariabelen i tillegg – ettersom det finnes flere observasjoner for bredbåndstilgang som er lik null. Siden den naturlige logaritmen kun er definert for strengt positive tall, vil alle observasjonene lik null forsvinne fra analysen.

⁷⁹Det samme ble gjort med alle kinovariabler. Dette for å unngå feilaktige resultater som følge av inklusjonen av slike observasjoner i analysen. Det er nemlig umulig å forestille seg et tilfelle hvor ikke en eneste person går på kino i løpet av et år, med mindre kinoen ikke er i drift eller overhodet ikke finnes. I tillegg må tallene være strengt positive for å kunne benytte den naturlige logaritmen uten å miste observasjoner, siden funksjonen $y = \log(x)$ kun er definert for $x > 0$.

⁸⁰Dette er en tilnærming. Den eksakte effekten er gitt ved: $\% \Delta y = 100(\exp[\beta_1 \Delta x] - 1)$.

I motsetning til antall kinobesøk, er det viktig å ta vare på null-observasjonene for bredbåndstilgang. Som forklart i avsnitt 3.4, utnytter jeg den eksogene tidsvariasjonen i bredbåndstilgang innad i kommuner. Alle observasjonene for bredbåndstilgang som er lik null, er nødvendige for en slik empirisk tilnærming. Derfor får hovedmodellen en semi-log funksjonsform.

3.5.2 Alternative funksjonsformer

Som forklart i avsnitt 3.3.2 gir feil spesifisering av den empiriske modellen forventnings-skjeve og inkonsistente MKM-estimatorer. Derfor benytter jeg to alternative modeller som en del av robusthetssjekken i kapittel 5:

1. Inkludering av kvadratledd i den sentrale forklaringsvariabelen:

$$\log(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_{12} x_{it}^2 + \beta_2 Z_{it} + \phi_t + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (27)$$

En kvadratisk funksjonsform gjør at bredbåndstilgang kan ha stigende eller avtakende marginale effekter på antall kinobesøk. Denne marginale effekten er gitt ved:

$$\% \Delta y \approx 100(\beta_1 + 2\beta_{12}x)\Delta x^{81} \quad (28)$$

Fortegnet til koeffisientene β_1 og β_{12} er avgjørende for hvorvidt marginale effekter er stigende eller avtakende. Dersom $\beta_1 > 0$ og $\beta_{12} < 0$ vil den marginale effekten av bredbåndstilgang på antall kinobesøk være avtakende. Den totale effekten av bredbåndstilgang på antall kinobesøk avhenger også av størrelsen på bredbåndstilgang. I tilfellet med $\beta_1 > 0$ og $\beta_{12} < 0$, vil den totale effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum være positiv når $x < \frac{\beta_1}{-2\beta_{12}}$ og negativ når $x > \frac{\beta_1}{-2\beta_{12}}$. Dersom $\beta_1 > 0$ og $\beta_{12} > 0$ derimot, vil den marginale effekten av bredbåndstilgang være stigende, og den totale effekten vil være positiv for alle x -verdier.

⁸¹Dette er en tilnærming. Den eksakte effekten er gitt ved: $\% \Delta y = 100(\exp[(\beta_1 + 2\beta_{12}x)\Delta x] - 1)$.

2. Inkludering av interaksjonsledd mellom bredbåndstilgang og utvalgte kontrollvariabler:

$$\log(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z_{it} + \beta_{12} x_{it} Z_{1it} + \dots + \beta_{1K} x_{it} Z_{Hit} + \phi_t + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (29)$$

Et interaksjonsledd er produktet av to forklaringsvariabler. Ved bruk av interaksjonsledd mellom bredbånd og noen utvalgte kontrollvariabler, kan den marginale effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum avhenge av størrelsen på disse variablene.

I dette tilfellet er den marginale effekten av bredbånd gitt ved:

$$\% \Delta y \approx 100(\beta_1 + \beta_{12} Z_1 + \beta_{13} Z_2 + \dots + \beta_{1K} Z_H) \Delta x \quad (30)$$

Denne ligningen viser at den marginale effekten av bredbåndstilgang er forskjellig for ulike størrelser på de utvalgte kontrollvariablene $Z_{1it}, Z_{2it}, \dots, Z_{Hit}$. Denne modellen estimeres som robusthetssjekk i kapittel 5 for å undersøke hvorvidt inkluderingen av interaksjonsledd gir en bedre beskrivelse av forholdet mellom kinokonsum og bredbåndstilgang.

3.6 Oppsummering

MKM-estimering kan gi forventningsskjev og inkonsistente estimatorer i tilfeller med utelatte variabler, feilspesifisering av modellen, målefeil eller simultanitet. Når man prøver å avdekke kausale sammenhenger, er det viktig å unngå slike problemer. I min analyse benyttes «enhetsfaste effekter»-estimering som en løsning på «utelatt variabel»-problemet når de utelatte variablene er kommunespesifikke og ikke varierende over tid. Det kan være uobserverte faktorer, som er korrelerte med forklaringsvariablene i min modell, som er konstante over tid. Noen eksempler på slike faktorer inkluderer demografiske egenskaper ved befolkningen i en kommune, historiske faktorer, kulturtilbud utover kino, geografiske faktorer og næringsliv-faktorer. I neste kapittel presenteres datamaterialet som benyttes i analysen. Valg av variabler i en analyse er svært viktig for troverdigheten til «enhetsfaste effekter»-strategien.

⁸²Hvor $Z_{1it}, Z_{2it}, \dots, Z_{Hit}$ er utvalgte Z -variabler (som går fra 1 til H) jeg undersøker interaksjonseffekten av, og $\beta_{12} x_{it} Z_{1it}, \beta_{13} x_{it} Z_{2it}, \dots, \beta_{1K} x_{it} Z_{Hit}$ er interaksjonsleddene i modellen (som går fra 2 til K).

⁸³Dette er en tilnærming. Den eksakte effekten er gitt ved følgende relasjon:
 $\% \Delta y = 100(\exp[(\beta_1 + \beta_{12} Z_1 + \beta_{13} Z_2 + \dots + \beta_{1K} Z_H) \Delta x] - 1)$.

4 Datamaterialet

4.1 Innledning

I dette kapittelet skal jeg presentere datamaterialet som blir brukt for å undersøke om bredbåndsomfang i Norge har hatt effekt på antall kinobesøk. Datamaterialet er hovedsakelig hentet fra Kommunedatabasen til Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD).⁸⁴ Ytterligere observasjoner er hentet fra «Statistikkbanken» til Statistisk sentralbyrå (SSB).⁸⁵ Statistikken fra begge kilder er på kommunenivå. I analysen benyttes 2013 som omregningsåret. Det vil si at data er basert på kommunestrukturen slik den var i året 2013.⁸⁶ Dette fordi det gjør data fra NSDs Kommunedatabase og SSBs Statistikkbank direkte sammenlignbare.

Datasettet jeg har satt sammen, er i utgangspunktet et paneldatasett med data fra 428 norske kommuner fra 1995 til og med 2011.⁸⁷ Det inneholder en rekke kontrollvariabler og består av 7 276 observasjoner. I et paneldatasett følges samme enheter over tid. Her er enhetene kommuner, og tidsenhetene år. Observasjonene har derfor to dimensjoner og er betegnet med x_{it} eller Z_{it} . i representerer kommuneenheten og går fra 1 til n . Hver kommune har et unikt kommunenummer, og kommunevariabelen identifiserer hvilken kommune en observasjon gjelder for. t tilsvarer tidspunktet – året – for observasjonen, og går fra 1 til T . Datasettet mangler observasjoner for enkelte kommuner i løpet av analyseperioden og anses dermed for å være ubalansert. Dette tilskrives delvis kommunesammenslåing og ellers ukjente årsaker. Manglende observasjoner skaper imidlertid ikke problemer for analysen så lenge årsakene til at de mangler, ikke er korrelerte med det stokastiske restleddet (Wooldridge, 2009). Kommunene som er utelatte fra analysen fordi de ikke har kino (eller har kino som ikke er i drift), er nødvendigvis korrelert med den faste kommuneeffekten, noe som er tillatt av «enhetsfaste effekter»-analyse.

Her ser jeg nærmere på valg av variabler. Først skal valg av hovedutfallsvariabel, sentral forklaringsvariabel og kontrollvariabler begrunnes. Deretter presenteres deskriptiv statistikk.

⁸⁴Data er tilgjengelig med spesiell tillatelse fra: https://trygg.nsd.uib.no/kdbbin/kdb_start.exe. NSD er ikke ansvarlig for analyse av dataene eller for de tolkningene som er gjort her.

⁸⁵Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statistikkbanken>.

⁸⁶Fra NSDs Kommunedatabase angående omregningsåret: «*Eventuelle data fra andre årstall er omregnet [med hensyn] til kommuneendringer som har skjedd i mellomtiden. Omregningen av data er basert på folketallsoverføringene ved de ulike kommuneendringene.*» En fullstendig liste over kommuner og tilhørende kommunenummer i henhold til kommunestrukturen i 2013 finnes i Vedlegg A.1.

⁸⁷Datasettet er ikke vedlagt. Dette fordi det er såpass stort at det anses som upraktisk å ha det med i oppgaven. Datasettet vil gjøres tilgjengelig ved henvendelse til laurencburger@gmail.com.

4.2 Hovedutfallsvariabel

Antall kinobesøk per år, målt i antall kinobilletter solgt per år, benyttes som hovedutfallsvariabel i analysen min.⁸⁸

Alternativet er å bruke totale billettinntekter i året som utfallsvariabel, med billettinntekter målt i tusen kroner.⁸⁹ Det kan virke a priori som om antall kinobesøk og totale billettinntekter tilsvarer hverandre. Det er imidlertid tenkelig at billettinntekter kan bli et mindre presist mål på antallet mennesker som går på kino. Dette kan eksempelvis skyldes inflasjon, prisendringer, medlemsrabatter (tredjegrads prisdiskriminering) og andre typer prisdiskriminering, som for eksempel annengrads prisdiskriminering (grupperabatter eller sesongtilbud) og prisdiskriminering basert på tidligere kjøpshistorikk.⁹⁰ Mens inflasjon kan kontrolleres for i analysen,⁹¹ vil billettprisendringer som ikke skjer konsekvent på nasjonalbasis forårsake forventningsskjevne estimasjoner. Prisdiskriminering vil også føre til forventningsskjevne MKM-estimatorer hvis den ikke kontrolleres for i analysen. Antall kinobesøk gir derimot et langt mer presist mål på hvor mange mennesker som går på kino, noe som er direkte sammenlignbart over tid. Uansett tidspunkt tilsvarer en kinobillett alltid et menneske. Dette anser jeg som en viktig fordel med å se på antall billetter solgt kontra å se på inntekter tjent fra billettsalg.

Ulempen med å benytte antall kinobesøk som hovedutfallsvariabel er at det ikke fanger opp akkurat hvem som går på kino. Hvorvidt det er den samme personen som går på kino flere ganger, eller om det er flere besøkende, er umulig å vite. Det er derfor teoretisk mulig å se for seg tilfeller hvor befolkningen generelt drar mindre på kino, mens enkelte mennesker drar langt oftere på kino enn vanlig. I så fall vil effekten av bredbåndsomfanget på kinobesøk bli undervurdert. Dette regnes imidlertid ikke som et problem for analysen om man antar at sånne ekstreme tilfeller skjer i svært liten grad, om ikke i det hele tatt.

En annen ulempe med å benytte antall kinobesøk til fordel for totale billettinntekter er at slike inntekter trolig er en langt mer interessant utfallsvariabel sett fra tilbyderens synspunkt. Billettinntekter fanger nemlig opp prisendringer og ulike typer prisdiskriminering, altså faktorer som tilbyderen gjerne vil finne ut effekten av. Dette betyr at billettinntekter

⁸⁸Siste året i analyseperioden er 2011 fordi kinodata fra NSDs Kommunedatabase finnes bare frem til utgangen av 2011.

⁸⁹Målt i nominelle kroner.

⁹⁰Sistnevnte er kjent som «Behaviour-based price discrimination (BBPD)» på engelsk. Denne typen prisdiskriminering benyttes ofte i forbindelse med avisabonnement. Se for eksempel: Asplund, M., R. Eriksson og N. Strand (2008): "Price discrimination in oligopoly: Evidence from Swedish newspapers", *Journal of Industrial Economics* 56(2), 333–346.

⁹¹Dette gjøres ved å benytte den årsfaste effekten.

også er relevant å se på, og dermed estimerer jeg en modell med totale billettinntekter som alternativ utfallsvariabel i kapittel 5.

Den viktigste fordelen med å bruke antall kinobesøk som hovedutfallsvariabel er som nevnt ovenfor, at det gir et direkte sammenlignbart mål på hvor mange mennesker som går på kino fra år til år. Med tilgang til data på antall kinobesøk samt bredbåndsomfang med så fine kommuneinndelinger, har jeg dessuten gode muligheter til å granske heterogene effekter innad i kommuner.

4.3 Sentral forklaringsvariabel

Bredbåndsomfang⁹² er den sentrale forklaringsvariabelen i min analyse. Bredbåndsomfang er målt som prosentandelen av befolkningen med private bredbåndsabonnement,⁹³ illustrert her:

$$\frac{\text{antall private bredbåndsabonnement}}{\text{antall innbyggere}} \times 100 \quad (31)$$

I min analyse er bredbånd definert som internett med en overføringskapasitet på over 128 kbit/sekund.⁹⁴ Kvartalsvis data på bredbåndsdekning på kommunenivå er hentet fra Statistikkbanken til SSB.⁹⁵ Tallene er samlet av SSB i slutten av kvartalet for alle kvartalene fra tredje kvartal 2004 til og med tredje kvartal 2014.⁹⁶ Datasettet mitt består av årlige observasjoner, så jeg benytter tall fra tredje kvartal hvert år i analyseperioden. Disse tallene danner grunnlaget for de årlige observasjonene. Alternativet er å benytte et årlig gjennomsnitt, men grunnet en mangel på data fra henholdsvis første og andre kvartal 2004, anser jeg det som mer hensiktsmessig å bruke tall fra tredje kvartal hvert år. Dessuten er data på antall innbyggere – målt på årsbasis – hentet fra NSDs Kommunedatabase.

Bredbåndsomfang er målt som en prosentandel av den totale befolkningen ettersom Zentner (2010) følger samme praksis.⁹⁷ Det fanger opp tre hovedeffekter på antall kinobesøk som ble presentert i avsnitt 2.2:

1. Den negative effekten av ulovlig filmkonsum ved bruk av peer-to-peer-fildelingsprogrammer som μ Torrent og torrentsider som TPB. På denne måten fungerer bredbåndsomfang som en proxyvariabel for peer-to-peer-fildeling.⁹⁸
2. Negative fortrenningseffekter som følge av bruk av bredbånd som underholdningstjeneste generelt. Dette inkluderer bruk av nettspill, nett tv, nettsamfunn som Facebook og Twitter, nettaviser, strømmetjenester som Netflix og HBO og ellers generelt

⁹²Dette oversettes til «broadband Internet penetration» på engelsk. Det engelske uttrykket er tatt fra både Smith and Telang (2010) og Zentner (2010).

⁹³En ulempe med å bruke antall bredbåndabonnement som mål på bredbåndsdekning, diskutert i Zentner (2010), s. 10, er at det å ha bredbåndstilgang hjemme i seg selv er et personlig valg, og dette valget kan være korrelert med kinokonsum.

⁹⁴SSB deler bredbånd opp i forskjellige kategorier etter overføringskapasitet, og den minimumshastigheten som kreves for at internett kunne klassifiseres som bredbånd, er en hastighet på over 128 kbit/sekund. Abonnement på mobilt bredbånd er ikke inkludert i tallene fra 2006 og utover.

⁹⁵«Internett-målinga: Tabell: 03642: Breibands-abonnement på Internett, etter overføringskapasitet (K)». Analyseperioden begynner i 2004 fordi data på bredbåndsabonnement fra SSB kun finnes fra og med 2004.

⁹⁶Per dags dato.

⁹⁷Liebowitz og Zentner (2012) og Bhuller off. (2013) måler bredbåndstilgang som andelen av husholdninger med bredbåndsabonnement. Husholdningsdata er kun tilgjengelige fra SSB fra 2005, og dermed har jeg ikke mulighet til å benytte antall husholdninger i min analyse uten å tape mange frihetsgrader.

⁹⁸Zentner (2010) forsøker i sin artikkel å isolere nettopp denne effekten av bredbånd.

nettlesing, forskning og online aktiviteter. Her fungerer bredbånd som en proxy for et lovlig konkurrerende underholdningsmedium.

3. Positive salgsfremmende effekter via bedre tilgang til filmreklamer og filmanmeldelser.⁹⁹ Ulovlig filmkonsum kan også ha positiv effekt på kinokonsum hvis det bidrar til at flere filmanmeldelser skrives (Rob og Waldfogel, 2007). I tillegg blir det reduserte transaksjonskostnader av at kinobilletter og sitteplasser kan bestilles på nett i forveien enten på <http://www.filmweb.no> eller på den dedikerte nettsiden til hver enkelte kino.¹⁰⁰¹⁰¹

Netto-effekten av bredbånd på antall kinobesøk blir derfor en kombinasjon av de ovennevnte effektene.

Nødvendig infrastruktur knyttet til bredbånd ble gradvis implementert over hele landet fra cirka 1999/2000.¹⁰² Dette fører til en god del tidsmessig og romlig variasjon i bredbåndsdekning gjennom hovedanalyseperioden. Min empiriske strategi utnytter den eksogene tidsvariasjonen i bredbåndstilgang innad i kommuner som et forsøk på å skille effektene av bredbånd fra effektene av oppringt internett.

Før 2003 var det slik at bredbånd gav folk tilgang til filmer med relativt begrenset lyd- og bildekvalitet. I tillegg var selve nedlastingsprosessen tungvint og sjelden vellykket (Waterman, Wook Ji og Rochet, 2007, s. 280). Den nye fildelingsteknologien – BitTorrent – som ble lansert over hele verden i 2003,¹⁰³ sammen med en overføringskapasitet på over 128 kbit/sekund, gjorde det etter hvert mulig å laste ned filmer med passende god kvalitet innen en fornuftig tidsperiode.¹⁰⁴ Det vil si at i hele hovedanalyseperioden (2004–2011) antas det som mulig å laste ned filmer. Dette gjør at det praktisk talt er umulig å separere de forskjellige effektene av bredbånd i min analyse. Årsaken til bredbåndsomfangets netto-effekt på antall kinobesøk kan derfor ikke avdekkes.

⁹⁹Zentner (2010) og Smith og Telang (2010) diskuterer denne effekten.

¹⁰⁰<http://www.filmweb.no> er en norsk nettside som presenterer filmer som går på norske kinoer, og i tillegg gir folk mulighet til å kjøpe kinobilletter på nett. Dette regnes som et viktig tiltak når gjelder moderniseringen av kinovirksomheten, i følge rapporten av Film og Kino (2005): «Kommunen og kinoen – nye tider, nye utfordringer», tilgjengelig fra: http://www.filmweb.no/filmogkino/migration_catalog/article958054.ece/binary/Film_Kino_Superkino2005.

¹⁰¹Lanseringen av Apple sin iPhone i 2007 og andre smarttelefoner har trolig redusert transaksjonskostnader enda mer ved å gjøre det mulig å bestille kinobilletter uansett hvor man befinner seg.

¹⁰²Implementeringen skjedde gradvis på grunn av bregrensede midler, Bhuller off. (2013).

¹⁰³Zentner (2010).

¹⁰⁴Se Lundenes, Ø. (2009): "Fortrengende fildeling: En studie i norske studenters fildelingsvaner og fortrengningseffekten på lovlig filmkonsum".

4.4 Kontrollvariabler

Kontrollvariabler er viktig å ha med i analysen ettersom de fanger opp effekten av andre variabler enn bredbåndstilgang som kan ha betydning for kinokonsum. Derfor inkluderes en rekke kontrollvariabler for å prøve å isolere effekten av bredbåndsomfang på antall kinobesøk. Følgende kontrollvariabler benyttes i hovedanalysen:

4.4.1 Kapasitetsmål

Antall kinoseter

Inkluderes som et mål på kinokapasitet.¹⁰⁵ Dette gjelder både for kommunale og ikke-kommunale kinoer. Tall for Bygdekinoen er ikke inkludert i data fra NSDs Kommunedatabase på grunn av at de ikke kan skilles ut på kommunenivå bortsett fra opplysningen om spillestedet. Kinokapasiteten vil trolig være korrelert med antall kinobesøk.

4.4.2 Sosiodemografiske variabler

Antall innbyggere

Denne inkluderes for å ta høyde for at befolkningsstørrelsen kan påvirke antall kinobesøk. Befolkningsstørrelsen er trolig positivt korrelert med kinokonsum siden den kan ha en slags skalaeffekt på kinobesøk ceteris paribus. Dessuten varierer folkemengden i hver kommune over tid. Antall innbyggere gir dermed et mål på endringer i kommunestørrelse. I den forbindelse er det relevant å inkludere denne som kontrollvariabel.

Aldersfordeling

Datasettet inneholder informasjon om hvor stor prosentandel av befolkningen som er i følgende aldersgrupper: 0–5, 6–12, 13–15, 16–19, 20–24, 25–34, 35–44, 45–66 og 67 pluss. Data på aldersgrupper etter kjønn er hentet fra Statistikkbanken til SSB.¹⁰⁶ Jeg aggregerte tallene for menn og kvinner for å få observasjoner for hver gruppe som gjelder hele befolkningen. Deretter beregnet jeg en prosentandel for hver aldersgruppe.

Når det gjelder valg av aldersfordelinger, var mulighetene mange. Jeg anså aldersinndelinger basert på ulike livsfaser som mest aktuelt for denne analysen. Det vil si at jeg prøvde så vidt det lot seg gjøre å velge aldersinndelinger som tilsvarer de ulike skolealdrene, altså barnehagealder, grunnskolealder, videregåendealder osv.

¹⁰⁵Dewenter og Westermann (2005) benytter samme målet på kinokapasitet i sin studie.

¹⁰⁶«Folkemengden: Tabell: 07459: Folkemengde, etter kjønn og ettårig alder. 1. januar (K)».

Denne kontrollvariabelen gir innblikk i den demografiske sammensetningen i kommuner fra år til år. Liebowitz og Zentner (2012) får et resultat som i stor grad avhenger av alder, og dermed regnes aldersfordeling som en viktig kontroll. Ved å inkludere aldersfordeling i analysen, tar jeg hensyn til at kinokonsum kan variere med alder (Vaage, 2007, s. 9). Internettbruk kan også variere med alder.¹⁰⁷ Kinokonsum er trolig større blant barn og ungdom sammenlignet med personer på 67 år og eldre.¹⁰⁸ Dessuten er internettbruk mest sannsynlig størst blant ungdom, noe som gjør at bredbånd kan påvirke deres kinokonsum mer enn andres. Slike forskjeller mellom aldersgrupper er av stor interesse for analysen. Derfor undersøkes denne muligheten nærmere i en robusthetssjekk i kapittel 5 for å se hvorvidt inkluderingen av interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og de ulike aldersgruppene gir en bedre beskrivelse av forholdet mellom kinokonsum og bredbåndstilgang.

Kjønnsfordeling

Prosentandelen kvinner av den totale befolkningen inkluderes fordi kinokonsum kan variere med kjønn. Ifølge en rapport ugitt av SSB – Vaage (2007) – er kjønn et kulturbruksskille. Riktignok finner rapporten ingen kjønnsforskjell når det gjelder kinokonsum (Vaage, 2007, s. 26), men de fleste andre kulturtilbudene er kvinne-dominerte (Vaage, 2007, s. 35). Ved å inkludere dette som kontrollvariabel kan effekter av endringer i kjønnsfordeling over tid likevel kontrolleres for. Dessuten finner Kløvstad og Høyeholt (2010) at den typiske fildeleren er en mann samt at den mannlige fildeleren bruker mye tid på nett generelt. Dette kan bety at også effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum varierer med kjønn. Jeg undersøker dette nærmere i en robusthetssjekk i kapittel 5 for å se hvorvidt inkluderingen av et interaksjonsledd mellom bredbåndstilgang og kjønnsfordelingen gir en bedre beskrivelse av forholdet mellom kinokonsum og bredbåndstilgang.

Utdanningsnivå

Datasettet inkluderer informasjon om hvor stor prosentandel av personer 16 år og over som har grunnskolenivå, videregående skole-nivå, universitets- og høyskolenivå (kort), universitets- og høyskolenivå (lang) og prosentandelen av personer 16 år og over med uoppgitt eller ingen fullført utdanning.¹⁰⁹ Data på antall personer 16 år og over i de ulike utdanningskategoriene er hentet fra NSDs Kommunedatabase og gjort om til rater.

¹⁰⁷Smith og Telang (2010), s. 293 forventer a priori at både DVD-salg og bruk av bredbånd vil være størst blant yngre mennesker.

¹⁰⁸Vaage (2007) s. 29 finner at av alle kulturtilbudene, har kinopublikummet lavest gjennomsnittsalder.

¹⁰⁹Se Vedlegg A.2 for en nærmere forklaring på de ulike utdanningsnivåene.

Hvis utdanningsnivået kan ha effekt på kinokonsum eller internettbruk, bør den inkluderes i analysen. Både kinokonsum og internettbruk kan være mer utbredt blant høyt utdannede.¹¹⁰ At utdanningsnivå kan være korrelert med noen av de andre variablene i analysen, kan heller ikke utelukkes.

Arbeidsledighet

Arbeidsledighet er i datasettet definerte som:

$$\frac{\text{antall registrerte ledige}}{\text{antall innbyggere 16–66 år}} \times 100 \quad (32)$$

Årlige tall etter kjønn er hentet fra NSDs Kommunedatabase og aggregert for å få observasjoner som gjelder hele befolkningen. Arbeidsledighetsprosent er deretter beregnet som definert ovenfor.

Arbeidsledighetsprosent benyttes som et viktig mål på økonomiske forhold. Den fanger opp mulig konjunkturrell variasjon i kinobesøk via to potensielle mekanismer:

1. Høyere arbeidsledighet forårsaker lavere inntekt, noe som kan føre til mindre kinokonsum.
2. Høyere arbeidsledighet betyr mer fritid til disposisjon for underholdning, noe som kan føre til høyere kinokonsum.

Netto-effekten av arbeidsledighet avhenger av hvilken mekanisme som dominerer. Enten fører høyere arbeidsledighet til en reduksjon i antall kinobesøk, en økning i antall kinobesøk eller ingen forandring.

Det er også ønskelig å inkludere et mål på inntekt for å forklare økonomiske forhold enda nærmere.¹¹¹ Inntektstall på kommunenivå er imidlertid kun tilgjengelig fra 2005.¹¹² Derfor valgte jeg å ikke benytte inntektstall for å unngå tap av frihetsgrader i hovedanalysen. Dessuten varierer arbeidsledighet i større grad enn median inntekt innad i kommuner i løpet av analyseperioden. Denne variasjonen er ønskelig for «enhetsfaste effekter»-estimering. Det anses dermed som et godt alternativ å kun inkludere arbeidsledighet som økonomisk kontroll i hovedanalysen.

¹¹⁰Vaage (2007) s. 9 finner at det er mest kinobesøk blant de med høy utdanning. På side 22 av samme rapporten finner de også at de med høy utdanning bor på steder med lettere tilgang til kino. Dessuten finner rapporten (s. 27) at effekten av utdanningsnivå på kinokonsum kan avhenge av kjønn.

¹¹¹Inntekt inngår som et argument i ligning 2 i teorikapittelet.

¹¹²SSB: «Husholdningenes inntekter, geografisk fordeling: Tabell: 06944: Inntekt etter skatt, etter husholdningstype. Antall husholdninger og median (K) (B)».

Årsfast effekt

Ved bruk av en dummyvariabel for hvert år, blir tidsvarierende effekter som antas å være felles for alle kommuner, kontrollert for. Dette inkluderer nasjonale trender, som for eksempel inflasjon, nasjonale konjunkturer og lovendringer som gjelder samtlige kommuner.¹¹³

¹¹³Dette kan også inkludere endringer i lovverket knyttet til aldersgrenser på kino.

4.4.3 Oppsummering av kontrollvariablene

Her kommer en liste over kontrollvariablene som benyttes i hovedanalysen. Listen inkluderer navn samt en kort beskrivelse av hver enkel variabel.¹¹⁴

Tabell 1: Kontrollvariabler

Variabel	Forklaring
logkinoset	Den naturlige logaritmen til antall seter i kinosaler.
logtot_bef	Den naturlige logaritmen til den totale befolkningen.
tot_mennpr	Prosentandelen menn av den totale befolkningen. (<i>ref.kategori</i>)
tot_kvinnpr	Prosentandelen kvinner av den totale befolkningen.
total_alpr	Arbeidsledighetsprosent for innbyggere 16–66 år.
total_grnpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med grunnskolenivå. (<i>ref.kategori</i>)
total_vidpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med videregående skole-nivå.
total_ktpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med universitets- og høyskolenivå kort.
total_lgpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med universitets- og høyskolenivå lang.
total_ingpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med uoppgitt/ingen fullført utdanning.
tot_0_5pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 0–5 år. (<i>ref.kategori</i>)
tot_6_12pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 6–12 år.
tot_13_15pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 13–15 år.
tot_16_19pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 16–19 år.
tot_20_24pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 20–24 år.
tot_25_34pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 25–34 år.
tot_35_44pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 35–44 år.
tot_45_66pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 45–66 år.
tot_67plspr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 67 år og over.
d2004	Årsdummy som er lik 1 hvis året er 2004 og 0 ellers. (<i>basisåret</i>)
d2005	Årsdummy som er lik 1 hvis året er 2005 og 0 ellers.
d2006	Årsdummy som er lik 1 hvis året er 2006 og 0 ellers.
d2007	Årsdummy som er lik 1 hvis året er 2007 og 0 ellers.
d2008	Årsdummy som er lik 1 hvis året er 2008 og 0 ellers.
d2009	Årsdummy som er lik 1 hvis året er 2009 og 0 ellers.
d2010	Årsdummy som er lik 1 hvis året er 2010 og 0 ellers.
d2011	Årsdummy som er lik 1 hvis året er 2011 og 0 ellers.

Referansekategorien for kjønnsfordeling er «prosentandelen menn av den totale befolkningen». For utdanningsnivå er referansekategorien «prosentandelen av personer 16 år og over med grunnskolenivå». Når det gjelder aldersfordeling, er referansekategorien «prosentandelen av den totale befolkningen som er 0–5 år». Basisåret for den årsvise effekten er 2004.¹¹⁵

¹¹⁴En fullstendig liste over variabler finnes i Vedlegg A.3. Denne listen inneholder både kontroll- og utfallsvariablene benyttet i samtlige robusthetssjekker i tillegg til hovedanalysen.

¹¹⁵Referansekategoriene og basisåret er utelatt fra analysen.

4.5 Deskriptiv statistikk

Den deskriptive statistikken tar utgangspunkt i hovedanalyseperioden, med observasjoner fra 2004 til og med 2011. Hovedanalyseperioden defineres ut fra tilgang til data på de to sentrale variablene i analysen, nemlig antall kinobesøk og bredbåndsomfang.

Tabell 2: Deskriptiv statistikk

Variabel	Gjennomsnitt	Std. Avv.	Min.	Maks.	N
kinobes*	60457,909	210211,006	1 ¹¹⁶	2720568	1505
breddbd_pr	20,868	8,793	0	80,688	3370
kinoset*	416,014	653,207	46	8432	1559
tot_bef*	11045,59	32601,302	209	599230	3424
tot_kvinnpr	49,652	1,006	43,171	52,957	3424
total_alpr	2,01	1,002	0	9,792	3424
total_vidpr	44,642	4,606	23,404	57,881	3424
total_ktpr	15,371	3,573	6,483	29,478	3424
total_lgpr	2,888	1,928	0,211	16,604	3424
total_ingpr	2,882	1,676	0,24	19,347	3422
tot_6_12pr	9,252	1,334	0	13,181	3424
tot_13_15pr	4,203	0,621	0	6,283	3424
tot_16_19pr	5,424	0,826	0	11,068	3424
tot_20_24pr	5,769	0,881	0	9,722	3424
tot_25_34pr	10,703	2,049	0	20,925	3424
tot_35_44pr	13,777	1,882	0	19,653	3424
tot_45_66pr	28,135	3,269	0	37,909	3424
tot_67plspr	15,19	3,515	0	25,863	3424

*Jeg presenterer tall for disse variablene i lineær form, ikke logaritmisk form.

Tabell 2 viser deskriptiv statistikk for samtlige variabler i hovedanalysen. At det finnes færre observasjoner for henholdsvis antall kinobesøk, bredbåndstilgang og antall kinoseter skyldes manglende observasjoner. Når det gjelder antall kinobesøk og antall kinoseter, er det særlig mange manglende observasjoner fordi alle observasjoner som var lik null ble gjort om til «manglende».¹¹⁷

Når det gjelder kinobesøk, er gjennomsnittet på 60 458, mens maksimumsantall kinobesøk er 210 211. Bredbåndstilgang varierer også en god del, med et minimum på null prosent og et maksimum på cirka 80,7 prosent. Derimot ligger gjennomsnittlig bredbåndsdekning på en relativt lav 20,9 prosent for hele landet i hovedanalyseperioden. Dette tyder på at det kun er noen få kommuner som har en så høy bredbåndsdekningsprosent,¹¹⁸ og at

¹¹⁶Denne minimumsverdien er litt overraskende. Etter en nærmere undersøkelse kom det frem at det skyldes en eneste kommune, Dønna kommune, som kun hadde ett kinobesøk i 2005. Dette er mest sannsynlig en vill observasjon. Utover denne observasjonen var minimumsantall kinobesøk lik 24.

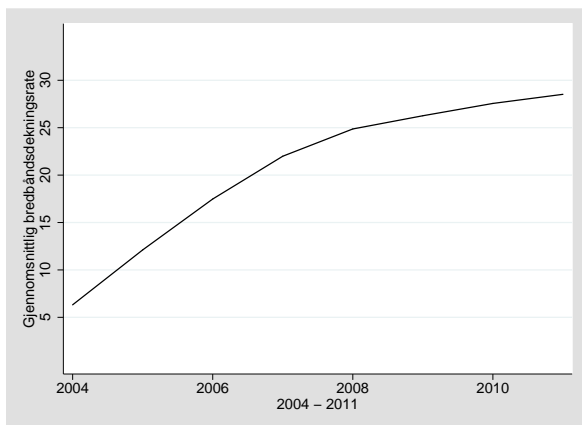
¹¹⁷Som nevnt tidligere, ble det samme gjort med alle kinovariabler. Dette for å unngå feilaktige resultater som følge av inklusjonen av slike observasjoner i analysen.

¹¹⁸Ved nærmere undersøkelse fant jeg kun en kommune (Bykle kommune) med en bredbåndsdekningsprosent på rundt 80 % i 2010 og 2011. Ellers var den høyeste bredbåndsdekningsprosenten rundt 43 % i

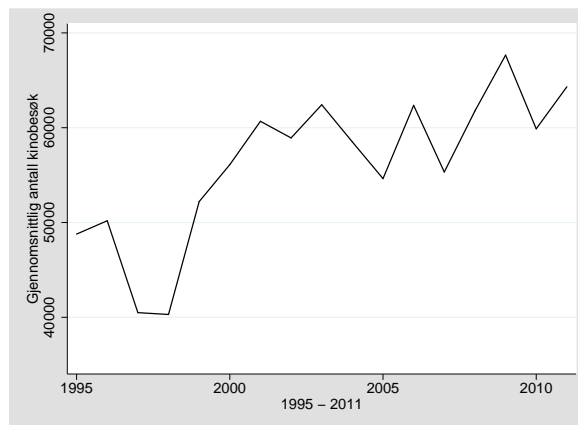
variasjon i bredbåndstilgang egentlig ikke er spesielt stor. I tillegg viser tabellen at aldersgruppen 45–66 år er den største aldersgruppen i gjennomsnitt for alle kommuner.

Figur 1 viser det årlige gjennomsnittet for bredbåndstilgang for hele landet i løpet av hovedanalyseperioden. Som grafen viser, er bredbåndstilgang økende med tid, men konkav i formen. Dette stemmer overens med SSBs internett-måling (1. kvartal 2009) som rapporterte svakere vekst i bredbånd. I tillegg bekreftet SSBs internett-måling (2. kvartal 2010) ett år senere at veksten i private bredbånd hadde flatet ut. Figur 1 viser også det som ble nevnt ovenfor, nemlig at variasjon i bredbåndsdekning i perioden 2004–2011 ikke er spesielt stor. Figuren viser at den gjennomsnittlige bredbåndsdekning varierer kun fra litt over 5 % til litt under 30 % i hovedanalyseperioden.

Utvikling i bredbåndsdekning og kinokonsum



Figur 1: Utvikling i bredbåndsdekning



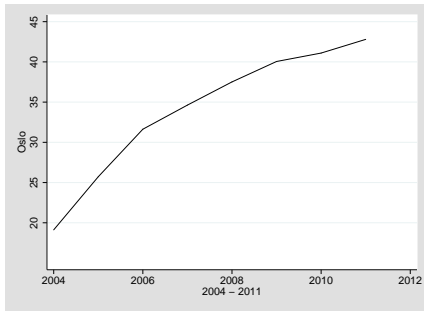
Figur 2: Utvikling i kinokonsum

Figur 2 viser hvordan gjennomsnittlig antall kinobesøk har forandret seg for hele landet fra 1995 til 2011, altså gjennom perioden som utgjør hele datasettet. Total utvikling i gjennomsnittlig kinokonsum siden 1995 har vært økende, men fra år til år har det vært svingende trender. I analyseperioden var det nedgang i kinokonsum i tre år, og oppgang i fire år. Den største oppgangen skjedde mellom 2007 og 2009.

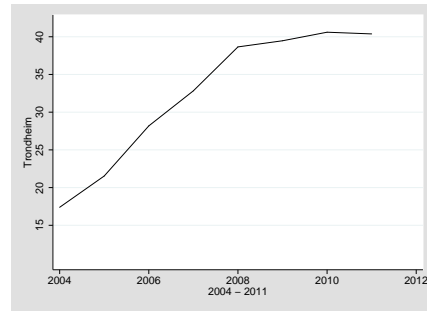
Figurene ovenfor motiverer en nærmere analyse. De gir grunn til å forvente at bredbåndstilgang har positiv effekt på kinokonsum. Derimot er det slik at mens både kinokonsum og bredbåndstilgang har økt gjennom analyseperioden, har utviklingen i kinokonsum vært betydelig mer inkonsekvent. Om bredbåndstilgang har hatt effekt på kinokonsum, og i så fall hvilken effekt den har hatt, er ikke opplagt a priori.

Videre illustrerer figurene under hvordan bredbåndsomfang har utviklet seg for et utvalg av seks kommuner.¹¹⁹ Fordi nødvendig infrastruktur ble gradvis implementert over hele landet, blir det en god del tidsmessig og romlig variasjon i bredbåndsomfang i datasettet. Det er nettopp denne eksogene variasjonen jeg utnytter i min empiriske analyse.

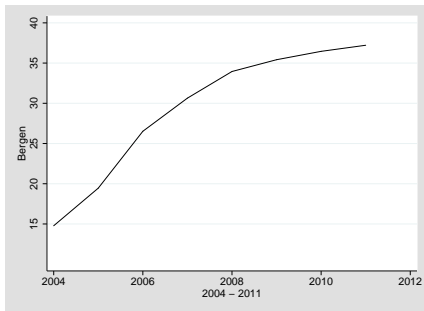
Gradvis implementering av bredbånd: et utvalg av kommuner



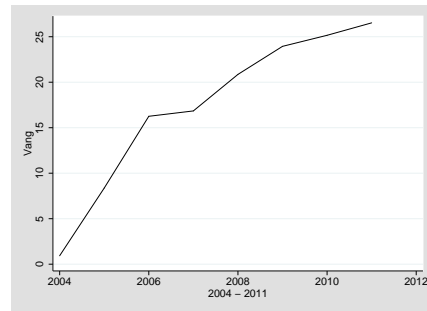
Figur 3: Oslo



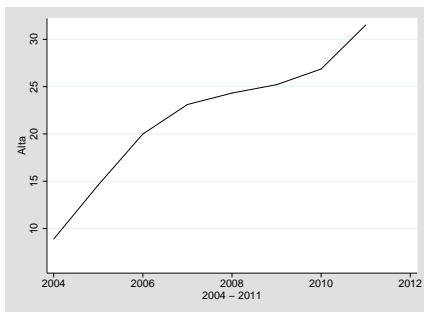
Figur 4: Trondheim



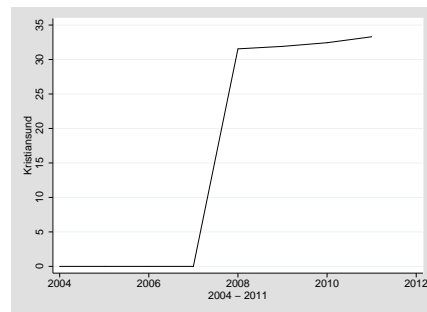
Figur 5: Bergen



Figur 6: Vang



Figur 7: Alta



Figur 8: Kristiansund

Figurene viser at selv om variasjonen i gjennomsnittlig bredbåndsdekning ikke er spesielt stor, var det likevel betydelige forskjeller mellom de ulike kommunene når det gjelder innføring av bredbånd. Vang kommune var relativt sent ute med bredbåndstilgang, med

¹¹⁹Alle seks kommuner er med i analysen. Det vil si at de har minst en fungerende kino gjennom hovedanalyseperioden.

null dekning i 2004. Kristiansund kommune var enda mer forsinket med å få bredbånd, med null dekning helt frem til 2007. Til sammenligning hadde både Oslo, Trondheim og Bergen mellom 15 og 20 % bredbåndsdekning allerede i 2004. I tillegg opplevde samtlige kommuner varierende utviklingstrender. En slik eksogen variasjon i bredbåndsutvikling styrker analysen ved å gi et godt sammenligningsgrunnlag. Det vil si at det gir større variasjon i bredbåndsomfang slik at eventuelle effekter av bredbånd på kinokonsum kan komme tydeligere frem.

4.6 Oppsummering

Datasettet som benyttes, er satt sammen av data hentet fra NSD sin Kommunedatabase samt Statistikkbanken til SSB. Med en rekke kontrollvariabler og nokså dekkende kino- og bredbåndsdata, har jeg et godt grunnlag for en robust analyse. Den deskriptive statistikken viser at både bredbåndsdekning og antall kinobesøk har vært økende i hovedanalyseperioden. Et økende bredbåndsomfang var forventet ettersom bredbåndsdekning har økt stadig siden 1999/2000, da bredbånd først ble innført i Norge. En økning i kinobesøk derimot var ikke like opplagt, i og med at kinokonsum har vært svingende fra et år til det neste. Slike tall motiverer en videre undersøkelse. I neste kapittel presenteres resultater fra samtlige økonometriske analyser basert på dette datamaterialet.

5 Resultater

5.1 Innledning

Her presenterer jeg resultatene fra den empiriske analysen. Analysen er basert på «enhetsfaste effekter»-estimering som er beskrevet i avsnitt 3.4. Datasettet som benyttes er presentert i kapittel 4. I alle regresjonene benyttes «clustered» standardavvik på kommunenivå for å gi robuste standardavvik når restledd-komponentene varierer mellom kommuner. Dette ble forklart i slutten av avsnitt 3.3.1.

Modellen som estimeres, er en «enhetsfaste effekter»-modell. Følgende modell ble presentert i avsnitt 3.5.1:

$$\log(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z_{it} + \phi_t + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (33)$$

hvor:

$\log(y_{it})$ – den naturlige logaritmen til antall kinobesøk i året

β_0 – konstantledd

x_{it} – mål på bredbåndsdekning i året med koeffisient β_1

Z_{it} – rekkevektor av kontrollvariabler med tilhørende koeffisientvektor β_2

ϕ_t – årsfast effekt

α_i – fast kommuneeffekt

ϵ_{it} – idiosynkratisk restledd

Kontrollvariablene er de som er beskrevet i avsnitt 4.4. Hovedanalyseperioden er fra 2004 til 2011.

Her presenteres resultatene av grunnmodellen, etterfulgt av flere robusthetssjekker av disse resultatene.

5.2 Resultater, grunnmodell

Denne regresjonen er basert på ligning 33. Grunnmodellen benytter den naturlige logaritmen til antall kinobesøk i året som utfallsvariabel. Resultatene fra hovedanalysen rapporteres under:

Tabell 3: Grunnmodell

Variabel	Koeffisient	(Cl. Std. Avv.)
breddb_pr	0,011*	(0,006)
logkinoset	0,654**	(0,299)
logtot_bef	2,641**	(1,139)
tot_kvinnpr	0,057	(0,073)
total_alpr	-0,064**	(0,032)
total_vidpr	-0,047*	(0,026)
total_ktpr	-0,070	(0,053)
total_lgpr	-0,121*	(0,073)
total_ingpr	-0,011	(0,027)
tot_6_12pr	0,032	(0,058)
tot_13_15pr	-0,037	(0,069)
tot_16_19pr	0,066	(0,076)
tot_20_24pr	0,048	(0,043)
tot_25_34pr	-0,036	(0,040)
tot_35_44pr	-0,001	(0,044)
tot_45_66pr	0,019	(0,027)
tot_67plspr	-0,075*	(0,043)
Årsfast effekt	Ja	
Fast kommuneeffekt	Ja	
Konstantledd	Ja	
N	1497	
R ²	0,168	
F (24,212) ¹²⁰	11,983	
Forkastningsnivå:	*10 %-nivå	**5 %-nivå ***1 %-nivå

Koeffisienten av hovedinteresse i tabell 3 er «breddb_pr», som tilsvarer β_1 i ligning 33. Denne koeffisienten forteller hvordan bredbåndstilgang påvirker kinokonsum. Det er nettopp denne effekten analysen prøver å avdekke. A posteriori har bredbåndsdekning hatt en positiv og signifikant¹²¹ effekt på kinokonsum. Resultatet tilsier at en økning i bredbåndsdekning på ett prosentpoeng fører til en økning i antall kinobesøk på 1,1 %. Dette kalles semi-elastisiteten av kinobesøk med hensyn til bredbåndstilgang.

¹²⁰F-verdien brukes til å teste om hele regresjonen er statistisk signifikant (Wooldridge, 2009, s. 152). En F-test tester nullhypotesen om at samtlige koeffisienter i modellen sammen er lik null. Her forkastes nullhypotesen på 5 %-nivå. Derfor er modellen signifikant på 5 %-nivå.

¹²¹Signifikant på 10 %-nivå.

Dette tyder på at den totale effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum er dominert av de positive effektene diskutert i avsnitt 2.2 og 4.3, nemlig salgsfremmende effekter fra økt eksponering av filmreklamer og filmanmeldelser samt reduserte transaksjonskostnader knyttet til online billettsalg. Dessuten taler resultatet for at det å se på film hjemme utgjør et dårlig substitutt for kinokonsum, ettersom en mangel på stemning og dårlig lyd- og bildekvalitet trolig ikke gjør en slik filmopplevelse helt optimal (Cameron, 1988). Resultatet kan også tyde på at fildeling og online filmkonsum har positiv effekt på kinomarkedet. Denne muligheten ble diskutert i avsnitt 2.2.

Dette resultatet kan sammenlignes med Zentner (2010), som ikke fant noen effekt av bredbåndsomfang på salg av kinobilletter. I tillegg fant Bounie, Bourreau og Waldfogel (2006) ingen effekt av piratkopiering på kinokonsumet. I denne undersøkelsen av franske universitetsstudenter hevdet cirka en tredjedel av «piratene» at det å se på piratkopierte filmer på nett fikk dem til å kjøpe filmer de ellers ikke hadde kjøpt. Videre forklarer Smith og Telang (2010), s. 292 at fildeling kan føre til økt kinokonsum via reduserte transaksjonskostnader knyttet til å finne opplysninger om filmer, men at det ikke finnes noen konsensus rundt dette i litteraturen.

Rob og Waldfogel (2007) nevner også muligheten for at fildeling kan føre til økt filmkonsum. Her gis det et eksempel med to personer, hvor ingen av dem er villig til å betale prisen på en DVD.¹²² Til sammen, derimot, er betalingsvilligheten deres stor nok til å rettferdiggjøre kjøp av DVD-en. Dermed bestemmer de seg sammen for å kjøpe et eksemplar av DVD-en, for så å kopiere den på ulovlig vis slik at de ender opp med to eksemplarer. Dette viser hvordan piratkopiering kan føre til økt filmkonsum, hvis det fører til at to personer som ellers ikke hadde kjøpt en DVD likevel velger å kjøpe den. Dette eksempelet gjelder salg av DVD men det kan tenkes å være overførbart til kinokonsum på et vis. Hvis for eksempel det finnes to personer, hvorav kun den ene har lyst til å se en film på kino, kan det hende at ved å laste ned filmen i forveien, får den andre personen muligheten til å «prøve» filmen. Hvis filmen viser seg å være bra, kan det hende at hun bestemmer seg for å likevel være med på kino.¹²³

Smith og Telang (2010) poengterer at en positiv effekt av bredbånd ikke nødvendigvis betyr at bredbånd ikke har ført til økt piratkopiering. På den andre siden vil det positive resultatet bety at de positive effektene av bredbånd likevel dominerer alle de negative effektene av piratkopiering. Det kan også bety at online piratkopiering ikke har negativ effekt på kinomarkedet.

¹²²Se Rob og Waldfogel (2007), s. 380.

¹²³Denne positive effekten av fildeling kan til og med være enda større hvis den ene personen som ville se filmen på kino, ikke hadde sett den uten at den andre var med.

Koeffisienten «logkinoset» som tilsvarer β_{21} i ligning 33 måler elasticiteten av kinobesøk med henblikk på kinokapasitet. En økning i antall kinoseter på 1 % fører til en økning i antall kinobesøk på 0,654 %. Dette resultatet motiverer en t-test. Jeg tester hypotesen om at elasticiteten av kinobesøk med hensyn til kinokapasitet er lik 1. Tester nullhypotesen:

$$H_0 : \beta_{21} = 1$$

mot alternativhypotesen: $H_1: \beta_{21} \neq 1$.

Definerer t-statistikken i dette tilfellet:

$$t_{\widehat{\beta}_{21}} = \frac{\widehat{\beta}_{21} - 1}{\text{Cl. Std. Avv.}(\widehat{\beta}_{21})} = -\frac{0,346}{0,299} = -1,157 \quad (34)$$

Siden $|t_{\widehat{\beta}_{21}}| < 1,96^{124}$ kan ikke nullhypotesen forkastes til fordel for alternativhypotesen på 5 %-nivå. Det går derfor ikke an å si at $\beta_{21} \neq 1$. β_{21} er ikke forskjellig fra 1 på 5 %-nivå, og p-verdien må være minst 0,05. Dette betyr at etterspørsel etter kinobesøk med hensyn til kinokapasitet kan være nøytralelastisk, altså at en økning i antall kinoseter på én prosent fører til nøyaktig én prosent økning i etterspurte kinobesøk.

Resultatet sier også at elasticiteten av kinobesøk med hensyn til befolkningstørrelsen er på 2,641. Det vil si at en økning i folkemengden på 1 % fører til en økning i antall kinobesøk på 2,641 %. Etterspørselen etter kinobesøk med hensyn til folkemengde er derfor elastisk. Dette er i tråd med antagelsen a priori om at befolkningsstørrelse er positiv korrelert med kinokonsum.¹²⁵

Ett prosentpoeng økning i arbeidsledighet reduserer antall kinobesøk med 6,4 %. Denne effekten er signifikant på 5 %-nivå. A posteriori er netto-effekten av arbeidsledighet på kinobesøk negativ.

Personer i aldersgruppen 67 år og eldre har et mindre kinokonsum enn personer i alderkategorien 0–5 år (referansekategorien). En økning i andelen personer i aldergruppen 67 og over på ett prosentpoeng fører til 7,5 % færre kinobesøk enn for de som er mellom 0 og 5 år gamle. Dette resultatet er ikke overraskende siden de eldre går mindre på kino enn de unge Vaage (2007) s. 29.

¹²⁴1,96 er den kritiske t-verdien.

¹²⁵Se avsnitt 4.4.

Et overraskende resultat er at personer på 16 år og over med henholdsvis videregående-skole-nivå og lang universitets- og høyskolenivå har et mindre kinokonsum i forhold til personer med kun grunnskolenivå (referansekategorien). En økning i andelen personer med videregående-skole-nivå på ett prosentpoeng fører til 4,7 % færre kinobesøk enn for gruppen med grunnskolenivå. Dessuten fører en økning i andelen personer med lang universitets- og høyskolenivå på ett prosentpoeng til 12,1 % færre kinobesøk enn for gruppen med grunnskolenivå. En slik effekt av utdanningsnivå er ikke forventet a priori. Dette fordi de med høy utdanning går oftere på kino, ifølge en SSB-undersøkelse (Vaage, 2007). At disse to utdanningsgruppene kan ha så stor negativ effekt på kinokonsum, er derfor overraskende.

5.3 Alternativ analyseperiode

Den deskriptive statistikken i avsnitt 4.5 viser at gjennomsnittlig bredbåndsdekning kun varierer fra rundt 5 % til oppimot 30 %. Variasjonen av bredbåndstilgang innad i kommuner kan derfor være for liten til å få troverdige resultater basert på analyseperiode 2004–2011. Følgelig benytter jeg en alternativ strategi. Mens jeg i grunnmodellen utnytter variasjon i bredbåndsomfang i perioden 2004–2011, estimerer jeg her en to-periode modell med endring i antall kinobesøk fra perioden før innføring av bredbånd i Norge (1998), til perioden da noen steder hadde innført det (2004). Følgelig gjør jeg en implisitt antagelse om at bredbåndstilgang er lik null for samtlige kommuner i 1998. I og med at alle observasjoner for bredbåndstilgang er «manglende» i 1998 i datasettet mitt, gjøres de om til «null».

Det finnes to måter å estimere endringen i antall kinobesøk mellom 1998 og 2004 på. Jeg kan enten gjennomføre en «første-differanse»-transformasjon eller benytte «enhetsfaste effekter»-estimering. I og med at en «første-differanse»-transformasjon og «enhetsfaste effekter»-estimering er ekvivalente når en modell kun består av to tidsperioder (Wooldridge, 2009, s. 487), benytter jeg «enhetsfaste effekter»-estimering som estimeringsstrategi. Modellen som skal estimeres, ser slik ut:

$$\Delta \log(y)_{04-98} = \beta_0 + \beta_1 x_{04} + \beta_2 \Delta Z_{04-98} + \phi_{04} + \Delta \epsilon_{04-98} \quad (35)$$

hvor $x_{98} = 0 \rightarrow \Delta x_{04-98} = x_{04}$.

En for lang endringsperiode kan være med på å svekke troverdigheten til analysen fordi den kan fange opp andre effekter. Slike effekter kan komme fra uobserverte, underliggende trender. Hvis det for eksempel skjedde endringer i måten kinoene reklamerte for seg på mellom 1998 og 2004 (som ikke er relatert til bredbånd), eller om de begynte å ha forestillinger på mer beleilige tidspunkter innen den perioden – uten å utvide filmutvalget eller kinokapasiteten – vil disse relevante men utelatte effektene føre til forventningsskjev og inkonsistente MKM-estimatorer. Digital fremgang, som digital lyd¹²⁶ samt introduksjonen av 3D-filmer, kan også være et eksempel på uobserverte, underliggende trender. 1998 blir derfor utvalgt som før-perioden fordi det antas å være det seneste året der det med sikkerhet kan sies at bredbånd ikke eksisterte i Norge. 2004 blir utvalgt som etter-perioden fordi det er det tidligste året jeg har bredbåndsdatabaser på. Med dette valget forsøker jeg å mest mulig redusere troverdighetsproblemer.

¹²⁶Dette førte til langt bedre lyd kvalitet.

Hensikten bak analysen basert på den alternative perioden er å undersøke effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum når bredbåndstilgangen går fra å være null til ganske utbredt, men i varierende grad. Det kan tenkes at denne modellen lar mulige effekter av bredbåndstilgang komme tydeligere frem. Dette med forbehold om at andre faktorer kan være til stede mellom 1998 og 2004 som vanskeliggjør statistisk inferens. Resultatene av analysen rapporteres på i tabell 4:

Tabell 4: Alternativ analyseperiode

Variabel	Koeffisient	(Cl. Std. Avv.)
breddbd_pr	0,019	(0,018)
logkinoset	1,268***	(0,246)
logtot_bef	2,584*	(1,410)
tot_kvinnpr	0,140	(0,117)
total_alpr	-0,062	(0,046)
total_vidpr	-0,005	(0,058)
total_ktpr	0,018	(0,105)
total_lgpr	0,044	(0,163)
total_ingpr	0,034	(0,132)
tot_6_12pr	-0,108	(0,112)
tot_13_15pr	-0,135	(0,148)
tot_16_19pr	-0,229	(0,219)
tot_20_24pr	0,053	(0,125)
tot_25_34pr	0,008	(0,169)
tot_35_44pr	0,259	(0,177)
tot_45_66pr	0,112	(0,129)
tot_67plspr	-0,054	(0,140)
Årsfast effekt	Ja	
Fast kommuneeffekt	Ja	
Konstantledd	Ja	
N	395	
R ²	0,362	
F (18,224)	3,3	
Forkastningsnivå: *10 %-nivå **5 %-nivå ***1 %-nivå		

Her viser koeffisienten til bredbåndstilgang en positiv effekt på kinokonsum som er noe i overkant av effekten fra grunnmodellen. Her fører en økning i bredbåndsdekning på ett prosentpoeng til en økning i antall kinobesøk på 1,9 %, mens i grunnmodellen førte en slik økning i bredbåndsdekning til en økning på 1,1 %. I denne regresjonen er effekten imidlertid ikke signifikant, noe som betyr at den alternative analyseperioden gir en mer upresis estimator. Til tross for at effekten på bredbåndstilgang er insignifikant, er den større enn resultatet fra grunnmodellen, noe som kanskje kan tale i retning av at hovedanalysen inneholder tilstrekkelig variasjon i bredbåndstilgang for å fange opp effekten på kinobesøk.

Koeffisienten «logkinoset» som måler elastisiteten av kinobesøk med hensyn til kinokapasitet, viser at en økning i antall kinoseter på 1 % fører til en økning i antall kinobesøk på 1,268 %. Dette resultatet er statistisk signifikant på 1 %-nivå.

Jeg gjennomfører en t-test som i avsnitt 5.2. Jeg tester hypotesen om at elastisiteten av kinobesøk med hensyn til kinokapasitet er lik 1. Tester nullhypotesen:

$$H_0 : \beta_{21} = 1$$

mot alternativhypotesen: $H_1: \beta_{21} \neq 1$.

Definerer t-statistikken:

$$t_{\widehat{\beta}_{21}} = \frac{\widehat{\beta}_{21} - 1}{\text{Cl. Std. Avv.}(\widehat{\beta}_{21})} = \frac{0,268}{0,246} = 1,089 \quad (36)$$

Siden $|t_{\widehat{\beta}_{21}}| < 1,96$ kan ikke nullhypotesen forkastes til fordel for alternativhypotesen på 5 %-nivå. Dette er samme resultatet som i grunnmodellen. Dette betyr at etterspørsel etter kinobesøk med hensyn til kinokapasitet kan være nøytralelastisk, også i den alternative analyseperioden. Et slikt resultat styrker resultatet fra grunnmodellen.

Koeffisienten til befolkningsstørrelse viser en positiv og signifikant effekt som nesten er helt lik resultatet fra grunnmodellen. Mens en økning i folkemengden på 1 % førte til en økning i antall kinobesøk på 2,641 % i hovedanalysen, fører en slik økning her til en økning på 2,584 %. Dette er svært like resultater, noe som styrker resultatet fra hovedanalysen.

Når det gjelder kontrollvariablene, er det vanskelig å tolke resultatene siden enkelte variabler varierer betydelig fra år til år. Ved å estimere endringen i samtlige variabler kun mellom to tidsperioder, blir det en viss unøyaktighet i koeffisientene.¹²⁷ Arbeidsledighet kan trekkes ut som et eksempel på en kontrollvariabel som er svært vanskelig å tolke i denne analysen. Denne variabelen kan variere betraktelig fra år til år, så det å prøve å måle effekten av den totale endringen i arbeidsledighet i denne analyseperioden blir problematisk. I tillegg er resultatene for de yngste tre aldersgruppene overraskende. Koeffisientene «tot_6_12pr», «tot_13_15» og «tot_16_19» er nemlig negative med betydelig større absoluttverdier enn i grunnmodellen. At disse aldersgruppene ville ha et så mye mindre kinokonsum enn de som tilhører aldersgruppen 0–5 år (referansekategori), er vanskelig å forstå.¹²⁸

¹²⁷Dette fordi det bare er to observasjoner for hver variabel per kommune over en periode med flere år.

¹²⁸Spesielt i lys av den SSB-undersøkelsen, (Vaage, 2007, s. 29), som fant at kinopublikummet har lavest gjennomsnittsalder av alle kulturtilbudene.

5.4 Placebo-test

Videre gjennomfører jeg en placebo-test for å teste om den såkalte «parallell-trend-forutsetningen» er oppfylt. Det vil si at jeg tester om den estimerte effekten av bredbåndstilgang i hovedanalysen fanger opp andre effekter enn bredbåndsdekning. Slike uobserverbare underliggende trender, som ble nevnt i avsnitt 5.3, kan være til stede i en sånn analyse.

En placebo-test innebærer estimeringen av effekten av bredbåndstilgang i en periode da den ikke eksisterte. Jeg estimerer effekten av endringen i bredbåndsdekning fra 2004 til 2011 på endringen i kinobesøk mellom 1995 og 1998 for å undersøke om bredbåndsdekning har en effekt i en periode da den ikke kunne ha noen effekt. Jeg benytter «enhetsfaste effekter»-estimering til å estimere følgende ligning:

$$\Delta \log(y)_{98-95} = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_{11-04} + \beta_2 \Delta Z_{98-95} + \phi_{98} + \Delta \epsilon_{98-95} \quad (37)$$

Tabell 5: Placebo-test

Variabel	Koeffisient	(Cl. Std. Avv.)
breddbd_pr	0,006	(0,006)
logkinoset	0,291	(0,392)
logtot_bef	-2,540*	(1,409)
tot_kvinnpr	-0,076	(0,118)
total_alpr	-0,042	(0,042)
total_vidpr	-0,110**	(0,048)
total_ktpr	-0,089	(0,072)
total_lgpr	0,244	(0,212)
total_ingpr	0,024	(0,079)
tot_6_12pr	0,002	(0,091)
tot_13_15pr	0,147	(0,117)
tot_16_19pr	0,052	(0,104)
tot_20_24pr	0,154*	(0,091)
tot_25_34pr	-0,036	(0,103)
tot_35_44pr	0,082	(0,119)
tot_45_66pr	-0,012	(0,080)
tot_67plspr	0,034	(0,094)
Årsfast effekt	Ja	
Fast kommuneeffekt	Ja	
Konstantledd	Ja	
N	408	
R ²	0,169	
F _(18,219)	1,299	

Forkastningsnivå: *10 %-nivå **5 %-nivå ***1 %-nivå

Koeffisienten til bredbåndstilgang i tabell 5 er cirka halvparten av størrelsen på tilsvarende koeffisient fra grunnmodellen. Dessuten er ikke effekten signifikant. Jeg tester hypotesen om at effekten av bredbåndstilgang på kinobesøk er lik null. Tester nullhypotesen:

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

mot alternativhypotesen: $H_1: \beta_1 \neq 0$.

Definerer t-statistikken:

$$t_{\hat{\beta}_1} = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{\text{Cl. Std. Avv.}(\hat{\beta}_1)} = \frac{0,006}{0,006} = 1 \quad (38)$$

Siden $|t_{\hat{\beta}_1}| < 1,96$ kan ikke nullhypotesen forkastes til fordel for alternativhypotesen på 5 %-nivå. Dette betyr at effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum ikke er signifikant forskjellig fra null. At den estimerte effekten ikke er signifikant forskjellig fra null, gjør at grunnmodellen basert på data for 2004–2011 fremdeles kan regnes som troverdig.

5.5 Flere robusthetssjekker

Videre gjennomfører jeg flere robusthetssjekker for å se hvorvidt bruk av andre variabler i den empiriske modellen påvirker effekten av bredbåndsomfang på kinokonsum. Resultatet fra grunnmodellen i tabell 3 tilsier at bredbåndstilgang har hatt en positiv og signifikant effekt på kinokonsum. Den alternative analyseperioden samt placebo-testen satte søkelystet på hovedanalysen uten å svekke resultatet. Med flere robusthetssjekker undersøkes troverdigheten til dette resultatet enda nærmere.

5.5.1 Alternative utfallsvariabler

Her benyttes den naturlige logaritmen til totale billettinntekter i året målt i tusen kroner som alternativ utfallsvariabel. Som begrunnet i avsnitt 4.2, kan dette være en mer interessant utfallsvariabel sett fra tilbyderens synspunkt.

Tabell 6: Totale billettinntekter

Variabel	Koeffisient	(Cl. Std. Avv.)
breddb_pr	0,013**	(0,007)
logkinoset	0,704**	(0,325)
logtot_bef	2,824**	(1,251)
tot_kvinnpr	0,059	(0,070)
total_alpr	-0,068*	(0,035)
total_vidpr	-0,061**	(0,027)
total_ktpr	-0,109**	(0,055)
total_lgpr	-0,153**	(0,078)
total_ingpr	-0,028	(0,028)
tot_6_12pr	0,015	(0,063)
tot_13_15pr	-0,075	(0,075)
tot_16_19pr	0,055	(0,083)
tot_20_24pr	0,045	(0,046)
tot_25_34pr	-0,031	(0,043)
tot_35_44pr	0,004	(0,049)
tot_45_66pr	0,038	(0,029)
tot_67plspr	-0,097**	(0,047)
Årsfast effekt	Ja	
Fast kommuneeffekt	Ja	
Konstantledd	Ja	
N	1496	
R ²	0,191	
F (24,211)	16,252	
Forkastningsnivå:	*10 %-nivå	**5 %-nivå ***1 %-nivå

Bruk av billettinntekter som alternativ utfallsvariabel fører til et resultat som er svært likt det fra hovedanalysen. Koeffisientestimatet på 0,013 innebærer at en økning på ett prosentpoeng i bredbåndsdekning gir en 1,3 % økning i billettinntekter. Koeffisienten til bredbåndsdekning er igjen positiv og signifikant¹²⁹, og det er koeffisienten til både kino-

¹²⁹Her er den signifikant på 5 %-nivå.

kapasitet og befolkningsstørrelse også. I tillegg er effekten av arbeidsledighet negativ og signifikant på 10 %-nivå og nesten på samme størrelse som effekten i grunnmodellen. Aldersgruppen 67 år og over har igjen negativ og signifikant effekt på antall kinobesøk i forhold til de som er 0–5 år. Resultatet a posteriori er akkurat som forventet a priori, gitt resultatet fra grunnmodellen.

Videre ser jeg på effekten av bredbåndstilgang på norske filmer. Det vil si at jeg ser på effekten av bredbånd på antall kinobesøk og totale billettinntekter kun i forbindelse med norske filmer. Her benyttes den naturlige logaritmen til antall kinobesøk i året, og den naturlige logaritmen til totale billettinntekter i året (målt i kroner). Det har nemlig blitt rapportert at norske filmer har blitt stadig mer populære på kino (Film og Kino, 2011),¹³⁰ selv om filmer fra USA fortsetter å dominere (Vaage, 2007, s. 67). Derfor kan det være interessant å undersøke om bredbåndstilgang påvirker konsum av norske filmer på kino mer eller mindre enn kinokonsum totalt sett.

Tabell 7: Norske filmer: antall kinobesøk og totale billettinntekter

Variabel	Antall kinobesøk:		Totale billettinntekter:	
	Koeff.	(Cl.S. Avv.)	Koeff.	(Cl.S. Avv.)
breddb_pr	0,013	(0,013)	0,013	(0,010)
logkinoset	0,499*	(0,263)	0,551*	(0,305)
logtot_bef	2,550**	(1,287)	2,852**	(1,329)
tot_kvinnpr	0,064	(0,073)	0,049	(0,072)
total_alpr	-0,041	(0,041)	-0,029	(0,040)
total_vidpr	0,001	(0,041)	-0,002	(0,035)
total_ktpr	-0,154**	(0,070)	-0,153**	(0,064)
total_lgpr	-0,178*	(0,094)	-0,192**	(0,087)
total_ingpr	-0,009	(0,036)	-0,009	(0,033)
tot_6_12pr	0,028	(0,059)	-0,003	(0,061)
tot_13_15pr	-0,007	(0,079)	-0,077	(0,076)
tot_16_19pr	-0,007	(0,074)	0,009	(0,077)
tot_20_24pr	0,078	(0,062)	0,029	(0,054)
tot_25_34pr	-0,011	(0,048)	-0,021	(0,046)
tot_35_44pr	0,009	(0,049)	0,021	(0,047)
tot_45_66pr	0,005	(0,033)	0,023	(0,030)
tot_67plspr	-0,073	(0,057)	-0,051	(0,055)
Årsfast effekt	Ja	Årsfast effekt	Ja	
Fast kommuneeffekt	Ja	Fast kommuneeffekt	Ja	
Konstantledd	Ja	Konstantledd	Ja	
N	1471	N	1469	
R ²	0,274	R ²	0,423	
F _(24,204)	39,156	F _(24,204)	78,89	

Forkastningsnivå: *10 %-nivå **5 %-nivå ***1 %-nivå

Koeffisienten på bredbåndsdekning i begge regresjoner er positiv og noe større enn for alle filmer i grunnmodellen. En økning i bredbåndsdekning på ett prosentpoeng fører til en økning på 1,3 % for henholdsvis antall kinobesøk og totale billettinntekter. Effekten er imidlertid insignifikant, noe som betyr at bredbånd ikke har påvist effekt på kinokonsum når det gjelder norske filmer.

¹³⁰Se artikkelen «Norske kinofilmer mer populære», tilgjengelig fra: <http://www.filmweb.no/filmnytt/article816533.ece>.

Her tester jeg om bredbåndstilgang har noen effekt på henholdsvis antall filmtitler og antall forestillinger. I så fall vil det være et simultanitetsproblem dersom disse variablene inngår som forklaringsvariabler i modellen (som ytterligere kapasitetsmål). Dette problemet ble forklart i avsnitt 3.3.4.

Tabell 8: Antall filmtitler og antall forestillinger

Variabel	Antall filmtitler:		Antall forestillinger:	
	Koeff.	(Cl.S. Avv.)	Koeff.	(Cl.S. Avv.)
breddb_pr	0,005	(0,005)	0,008	(0,006)
Kontrollvariabler	Ja	Kontrollvariabler	Ja	
Årfast effekt	Ja	Årfast effekt	Ja	
Fast kommuneeffekt	Ja	Fast kommuneeffekt	Ja	
Konstantledd	Ja	Konstantledd	Ja	
N	1486	N	1487	
R ²	0,139	R ²	0,133	
F _(24,210)	4,596	F _(24,209)	3,035	
Forkastningsnivå: *10 %-nivå **5 %-nivå ***1 %-nivå				

Jeg benytter den naturlige logaritmen til de ovennevnte alternative utfallsvariablene for å la bredbåndsomfang ha ikke-lineær effekt på dem. Resultatene rapporteres i tabell 8. Resultatene viser at bredbåndstilgang har liten og insignifikant effekt på henholdsvis antall filmtitler og antall forestillinger tilbudt av kinoene.

Til tross for at bredbåndstilgang ikke har effekt på antall filmtitler og antall forestillinger, kan det likevel være slik at de påvirkes av antall kinobesøk samtidig som de påvirker antall kinobesøk. Dermed velger jeg å ikke inkludere dem som kontrollvariabler i analysen for å unngå et mulig simultanitetsproblem.

5.5.2 Alternative funksjonsformer

Her presenteres resultatene fra de to alternative funksjonsformene forklart i avsnitt 3.5.2.

1. Inkludering av kvadratledd i den sentrale forklaringsvariabelen. Resultatene under er basert på modellen presentert i avsnitt 3.5.2, som gjentas her:

$$\log(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_{12} x_{it}^2 + \beta_2 Z_{it} + \phi_t + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (39)$$

Tabell 9: Inkludering av kvadratledd i bredbåndstilgang

Variabel	Koeffisient	(Cl. Std. Avv.)
breddb_pr	0,006	(0,013)
breddb_pr2	0,000	(0,000)
<hr/>		
Kontrollvariabler	Ja	
Årsfast effekt	Ja	
Fast kommuneeffekt	Ja	
Konstantledd	Ja	
N	1497	
R ²	0,168	
F (25,212)	11,499	
<hr/>		
Forkastningsnivå:	*10 %-nivå	**5 %-nivå ***1 %-nivå

Som beskrevet i avsnitt 3.5.2, er den marginale effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum her gitt ved:

$$\% \Delta y \approx 100(\beta_1 + 2\beta_{12}x) \Delta x \quad (40)$$

For en kvadratisk funksjonsform er fortegnet til koeffisientene β_1 og β_{12} avgjørende for hvorvidt marginale effekter er stigende eller avtakende. Koeffisienten «breddb_pr2» i tabell 9, som tilsvarer β_{12} i ligning 39, er lik null til tre desimaler. Dette betyr at effekten av bredbåndsdekning på kinokonsum er kun gitt ved koeffisienten «breddb_pr», noe som tyder på at effekten av bredbåndsdekning ikke avhenger av størrelsen på bredbåndsdekning. Her er koeffisienten «breddb_pr» svært liten og insignifikant. Dette kan skyldes at variablene x_{it} og x_{it}^2 er høyt korrelerte med hverandre, slik at det blir vanskelig å estimere separate effekter av dem. Den partielle korrelasjonskoeffisienten mellom x_{it} og x_{it}^2 er 0,939, noe som tyder på at de er høyt korrelerte.¹³¹ Resultatet taler for at en kvadratisk funksjonsform ikke beskriver det sanne forholdet mellom bredbåndsdekning og kinokonsum.

¹³¹Her er det egentlig korrelasjonen innad i kommuner som er viktig. 0,939 viser derimot den totale korrelasjonen (både «innen» og «mellom» kommuner) mellom de to variablene. En så høy verdi tyder likevel på at også korrelasjonen innen kommuner er høy.

2. Inkludering av interaksjonsledd mellom bredbåndstilgang og utvalgte kontrollvariabler. Resultatene under er basert på modellen presentert i avsnitt 3.5.2, som gjentas her:

$$\log(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z_{it} + \beta_{12} x_{it} Z_{1it} + \dots + \beta_{1K} x_{it} Z_{Hit} + \phi_t + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (41)$$

Først estimerer jeg en modell med interaksjonsledd mellom bredbånd og aldersandelene:

Tabell 10: Inkludering av interaksjonsledd i aldersandelene

Variabel	Koeffisient	(Cl. Std. Avv.)	
breddbd_pr	0,120	(0,246)	
bd_6_12	-0,001	(0,004)	
bd_13_15	-0,004	(0,008)	
bd_16_19	0,004	(0,006)	
bd_20_24	-0,001	(0,004)	
bd_25_34	0,000	(0,003)	
bd_35_44	-0,004	(0,004)	
bd_45_66	-0,001	(0,003)	
bd_67pls	0,000	(0,003)	
Kontrollvariabler	Ja		
Årsfast effekt	Ja		
Fast kommuneeffekt	Ja		
Konstantledd	Ja		
N	1497		
R ²	0,176		
F (32,212)	11,086		
Forkastningsnivå:	*10 %-nivå	**5 %-nivå	***1 %-nivå

Her er «bd_6_12», «bd_13_15», «bd_16_19», «bd_20_24», «bd_25_34», «bd_35_44», «bd_45_66» og «bd_67pls» koeffisientene til interaksjonsleddene i modellen.¹³² Disse variablene er inkludert for å la den marginale effekten av bredbåndstilgang på kino-konsum avhenge av størrelsen på de ulike aldersgruppene. Som forklart i avsnitt 3.5.2, er den marginale effekten gitt ved:

$$\% \Delta y \approx 100(\beta_1 + \beta_{12} Z_1 + \beta_{13} Z_2 + \dots + \beta_{1K} Z_H) \Delta x \quad (42)$$

Jeg tester hypotesen om interaksjonseffekten med en F-test. Jeg tester følgende nullhypotese:

$$H_0 : \beta_{12} = 0, \beta_{13} = 0, \beta_{14} = 0, \beta_{15} = 0, \beta_{16} = 0, \beta_{17} = 0, \beta_{18} = 0, \beta_{19} = 0$$

mot alternativhypotesen: $H_1: H_0$ er ikke sann.

¹³²Dette tilsvarer $\beta_{12}, \beta_{13}, \beta_{14}, \beta_{15}, \beta_{16}, \beta_{17}, \beta_{18}$ og β_{19} i ligning 41. Det er åtte interaksjonsledd i denne modellen, slik at $K = 9$ og $H = 8$.

Stata regner ut F-verdien som er gitt ved $F_{(8, 212)} = 0,70$. En F-verdi på 0,70 er klart lavere enn den kritiske verdien i F-fordelingen. Med andre ord kan ikke nullhypotesen forkastes til fordel for alternativhypotesen på 5 %-nivå. Sannsynligheten for å observere en F-verdi så stor som i dette tilfellet når nullhypotesen er sann, er 69,13 %, altså ganske sannsynlig. En så stor p-verdi betyr at det ikke går an å si at H_0 ikke er sann. β_{12} , β_{13} , β_{14} , β_{15} , β_{16} , β_{17} , β_{18} og β_{19} sammen er nemlig ikke forskjellige fra null på 5 %-nivå. Dette tyder på at denne funksjonsformen ikke forklarer det sanne forholdet mellom bredbåndstilgang og kinokonsum. Effekten av bredbåndsdekning varierer altså ikke for ulike alderssammensetninger a posteriori.¹³³

¹³³Ved å sette inn gjennomsnittstallene for de ulike aldersgruppene fra den deskriptive statistikken i avsnitt 4.5 blir effekten av bredbåndsdekning på kinobesøk gitt ved: $\% \Delta y \approx 100(\beta_1 + \beta_{12}[9, 252] + \beta_{13}[4, 203] + \beta_{14}[5, 424] + \beta_{15}[5, 769] + \beta_{16}[10, 703] + \beta_{17}[13, 777] + \beta_{18}[28, 135] + \beta_{19}[15, 19]) \Delta x = 2,662\%$. Denne ligningen sier at effekten av en økning i bredbåndsdekning på ett prosentpoeng fører til en økning i antall kinobesøk på 2,662 %, vurdert på den gjennomsnittlige aldersfordelingen for samtlige kommuner. Effekten er imidlertid ikke statistisk signifikant.

Til slutt estimeres en modell med interaksjonsledd mellom bredbåndstilgang og kjønnsfordelingen for å la den marginale effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum avhenge av kjønn. Denne modellen ser slik ut:

$$\log(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z_{it} + \beta_{12} x_{it} Z_{1it} + \phi_t + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (43)$$

Tabell 11: Inkludering av interaksjonsledd i kjønnsfordelingen

Variabel	Koeffisient	(Cl. Std. Avv.)
breddbd_pr	0,117	(0,138)
bd_kvinnpr	-0,002	(0,003)
Kontrollvariabler	Ja	
Årsfast effekt	Ja	
Fast kommuneeffekt	Ja	
Konstantledd	Ja	
N	1497	
R ²	0,169	
F (25,212)	11,468	
Forkastningsnivå:	*10 %-nivå	**5 %-nivå
		***1 %-nivå

Her er koeffisienten på interaksjonsleddet gitt ved «bd_kvinnpr» (som tilsvarer β_{12} i ligning 43).¹³⁴ Dette leddet lar effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum avhenge av kjønn. Den marginale effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum er også gitt ved ligning 42. Jeg tester hypotesen om interaksjonseffekten med en t-test. Tester nullhypotesen: $H_0 : \beta_{12} = 0$ mot alternativhypotesen: $H_1 : \beta_{12} \neq 0$. T-statistikken er gitt ved:

$$t_{\widehat{\beta}_{12}} = \frac{\widehat{\beta}_{21} - 0}{\text{Cl. Std. Avv.}(\widehat{\beta}_{12})} = -\frac{0,002}{0,003} = -0,667 \quad (44)$$

Siden $|t_{\widehat{\beta}_{12}}| < 1,96$ kan ikke nullhypotesen forkastes til fordel for alternativhypotesen på 5 %-nivå. Denne regresjonen viser nemlig at effekten av bredbåndsdekning ikke varierer med kjønn.¹³⁵

¹³⁴Denne modellen har én interaksjonsledd, slik at $K = 2$ og $H = 1$.

¹³⁵Det er interessant å merke at koeffisienten på interaksjonsleddet er negativ. Riktignok er ikke effekten signifikant forskjellig fra null, men at koeffisienten er negativ, er i tråd med Kløvstad og Høyerholt (2010) sin rapport om fildeling. Denne rapporten kommer frem til at den typiske fildeleren er en mann, og at den mannlige fildeleren er mye på nett. Et negativt resultat kan tale i retning av at bredbåndstilgang har hatt forholdsvis mer effekt på menn enn kvinner når det gjelder kinokonsum. Dette ville tyde på at fildeling, og bruk av bredbånd som underholdningstjeneste generelt, har positiv effekt på kinokonsum (et resultat som er i tråd med resultatet fra grunnmodellen). Dette fordi menn laster ned forholdsvis flere filmer enn kvinner, i tillegg til at de trolig bruker mer tid på bredbånd enn kvinner totalt sett. Men siden effekten ikke er signifikant forskjellig fra null, tyder det på at effekten av bredbånd ikke varierer med kjønn.

5.6 Oppsummering

A posteriori har bredbåndsomfang hatt en positiv og signifikant effekt på henholdsvis antall kinobesøk og totale billettinntekter. En økning i bredbåndstilgang på ett prosentpoeng fører til en økning i antall kinobesøk på 1,1 %, samt en økning i totale billettinntekter på 1,3 %. Analysen viser også at effekten av bredbåndstilgang på konsum av norske filmer på kino er noe større enn for alle filmer i grunnmodellen. En økning i bredbåndstilgang på ett prosentpoeng fører nemlig til en økning i både antall kinobesøk og totale billettinntekter på 1,3 %. Denne effekten er imidlertid ikke signifikant, så her er det ingen påvist sammenheng mellom bredbånd og konsum av norske filmer på kino.

Resultatet av hovedmodellen basert på data for 2004–2011 og med antall kinobesøk som utfallsvariabel, er relativt robust når estimert med en alternativ analyseperiode. I denne regresjonen er effekten av bredbånd på antall kinobesøk noe større enn i grunnmodellen, men ikke signifikant. Likevel taler størrelsen på estimatoren for at hovedanalysen fanger opp den faktiske økonomiske effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum. Dessuten er resultatet av grunnmodellen robust når sammenlignet med en Placebo-test. Her er den estimerte effekten av bredbånd ikke signifikant forskjellig fra null. Et slikt resultat styrker grunnmodellen og gjør at den kan regnes som troverdig. Resultatene basert på modeller med ulike funksjonsformer svekker heller ikke troverdigheten til hovedanalysen. Det å inkludere et kvadratledd i bredbåndstilgang i modellen ga en svært liten og insignifikant effekt. I tillegg er koeffisientene til interaksjonsleddene mellom bredbånd og henholdsvis aldersandelene og kjønnsfordelingen ikke forskjellige fra null. A posteriori varierer ikke effekten av bredbåndsomfang hverken med alderssammensetning eller kjønn.

6 Konklusjon

I denne oppgaven undersøkes det om bredbåndsomfang har hatt effekt på antall kinobesøk i Norge. Hovedanalyseperioden er 2004–2011. En rekke kontrollvariabler er inkludert i modellen for å prøve å avdekke en kausal sammenheng mellom hovedutfallsvariabelen – antall kinobesøk – og den sentrale forklaringsvariabelen – bredbåndsomfang. Den økonomiske estimeringsstrategien som benyttes, er «enhetsfaste effekter»-estimering.

I teorikapittelet presenterer jeg tre hovedmekanismer som bredbånd kan tenkes å påvirke kinokonsum gjennom. Den første mekanismen er gjennom fildeling og ulovlig filmkonsum på nett. Denne effekten kan a priori være enten positiv eller negativ. Den andre mekanismen er gjennom bruk av bredbånd som underholdningstjeneste. Bruk av bredbånd for underholdning kan erstatte kinokonsum, og dermed ha negativ effekt på kinobesøk. Den tredje mekanismen er gjennom salgsfremmende effekter og reduserte transaksjonskostnader knyttet til online billettsalg. Denne effekten vil være utelukkende positiv, med bredbånd fungerende som et komplement til kinokonsum.

Den tidligere empiriske litteraturen presentert i avsnitt 2.3 består hovedsakelig av tre empiriske studier av henholdsvis Zentner (2010), Liebowitz og Zentner (2012) og Bhuller ofl. (2013). Resultatet i Zentner (2010) gir grunn til å forvente at bredbånd ikke har noen effekt på kinokonsum. Dette kan skyldes at online filmkonsum er et bedre substitutt for videokonsum enn kinokonsum. I tillegg kan det skyldes at nordmenn ikke velger å erstatte et kinobesøk med en nedlastet film selv om filmlanseringer i Norge blir forsinket i forhold til USA. Liebowitz og Zentner (2012) sine resultater kan tale for både en positiv og en negativ effekt av bredbånd på kinokonsum. Hvis internett brukes mest for å skaffe informasjon, vil ikke fortrenningseffekten av bredbånd på kinobesøk være særlig stor. Tvert imot kan effekten av internett i dette tilfellet være positiv. På den andre siden kan en stor fortrenningseffekt for yngre mennesker (fordi de bruker internett mest for underholdning), gjør at kinokonsum totalt sett blir redusert av bredbåndstilgang. Til slutt åpner den norske studien av Bhuller ofl. (2013) for en mulig sammenkoblingseffekt mellom potensielle kinokunder og kinotilbud. Med reduserte transaksjonskostnader kan man lettere finne opplysninger om nye filmer, og dermed øker sannsynligheten for at folk går på kino.

Jeg har også presentert tre studier av effekten av pris og inntekt på kinokonsum for å gi den teoretiske bakgrunnen empirisk støtte. Disse studiene er henholdsvis Cameron (1988), Dewenter og Westermann (2005) og Rimscha (2013). Cameron (1988) finner en negativ sammenheng mellom kinobillettsalg og introduksjonen av VCR ved å estimere en tradisjonell etterspørselsfunksjon. De andre to studiene konkluderer med at kino er priselastisk og en normalvare når det gjelder inntekt. Økonomiske forhold har hatt liten

effekt på etterspørsel og tilbud i kinomarkedet, og TV og andre kulturtilbud viser seg å være substitutter for kinokonsum. I hvilken grad antall besøkende på kino påvirker kino-tilbudet er usikkert. I Rimscha (2013) finner forfatteren at etterspørsel ikke bestemmer kinotilbud. På den andre siden finner Dewenter og Westermann (2005) at antall kinobesøk har en positiv og signifikant effekt på kinotilbud, men at denne effekten er nokså forsinket.

Resultatet fra hovedanalysen tilsier at bredbåndsomfang har hatt en positiv og signifikant effekt på henholdsvis antall kinobesøk og totale billettinntekter. En økning i bredbåndstilgang på ett prosentpoeng fører til en økning i antall kinobesøk på 1,1 %, samt en økning i totale billettinntekter på 1,3 %, a posteriori. Dette resultatet er relativt robust når estimert med en alternativ analyseperiode, og når sett i lys av en placebo-test. Resultatene basert på modeller med ulike funksjonsformer svekker heller ikke troverdigheten til hovedanalysen.

At bredbåndstilgang har hatt en positiv og signifikant effekt på kinokonsum, står i strid med filmindustriens bekymringer. Til tross for at konsekvensen av fildeling og online filmkonsum er svært vanskelig å regne ut, melder Film og Kino sin frykt for at en slik teknologisk utvikling kommer til å true kinomarkedet i Norge. Min analyse gir derimot ingen grunn til bekymring. Tvert imot kan resultatet fra denne økonomiske analysen tale for at et økende bredbåndsomfang fører til økt omsetning for kinoene. I lys av mine funn kan man igjen stille seg spørsmål om meningen bak lovverket knyttet til opphavsrett og nedlasting av filmer. Dersom fildeling og ulovlig filmkonsum virkelig har en positiv effekt på kinokonsum, vil strengere markedsregulerende tiltak bare føre til økonomisk- og velferdstap. Filmindustriens store kamp mot online piratkopiering kommer uansett til å forbli et brennhet tema i kommende år.

Alle resultatene i min analyse tilsier at bredbåndsomfang har hatt positiv effekt på kinokonsum i Norge. Det finnes imidlertid flere svakheter med analysen. For det første er det ønskelig med en lang analyseperiode. Hovedanalyseperioden i min studie strekker seg kun over åtte år. Dette kan være for kort til å gi troverdige resultater på grunn av utilstrekkelig tidsvariasjon. I tillegg forsvinner muligheten for å estimere effekten av variabler som ikke varierer over tid med «enhetsfaste effekter»-estimering. Dette fordi slike variabler er blitt transformert bort.

For det andre anses det som mulig å laste ned filmer gjennom hele hovedanalyseperioden. Dette gjør det praktisk talt umulig å separere de forskjellige effektene av bredbånd i min analyse. Årsaken til bredbåndsomfangets netto-effekt på antall kinobesøk kan derfor ikke avdekkes.¹³⁶ Dessuten er det vanskelig å skille effekten av oppringt internett fra bredbånd

¹³⁶I motsetning til min analyse klarer Smith og Telang (2010) å separere de salgsfremmende effektene av

i studien min. Siden analyseperioden begynner i 2004, er det slik at noen personer som ikke hadde bredbånd, ennå kan ha hatt ISDN-internett. Som forklart i innledningen, kunne man nå en overføringshastighet på 128 kbit/sekund med ISDN ved å benytte dobbel linje. Med denne hastigheten samt tilgang til den nye fildelingsteknologien «BitTorrent» fra 2003, hadde det trolig gått an å laste ned filmer selv uten bredbåndstilgang. På den andre siden var det å benytte en slik dobbel linje ganske dyrt, noe som kan tale for at dette ikke var spesielt utbredt. Likevel illustrerer dette hvor vanskelig det kan være å isolere effekten av bredbåndstilgang på kinokonsum.

For det tredje kan det å benytte antall private bredbåndabonnement som mål på bredbåndsomfang være problematisk. Det å ha bredbåndstilgang hjemme er nemlig et personlig valg, og dette valget kan være korrelert med kinokonsum (Zentner, 2010, s. 10). En slik korrelasjon vil føre til forventningsskjevne og inkonsistente MKM-estimatorer, forklart i avsnitt 3.3. I fravær av et mer eksogent mål på bredbåndsomfang, løses ikke dette potensielle problemet. Dette er en potensiell svakhet med analysen min. På den andre siden vil den gradvise innføringen av bredbånd i Norge likevel gi en god del eksogen tidsvariasjon i bredbåndstilgang innad i kommuner. Dette fordi den begrenser hvem som har muligheten til å velge å få bredbånd hjemme. I tillegg fant en rapport utgitt av SSB, Vaage (2007), s. 182 at bruk av internett er såpass utbredt at kulturbruk for denne gruppen i betydelig grad ligner på den som gjelder for befolkningen som helhet.

Et forslag til videre forskning er å finne ut om effekten av bredbåndsomfang på kinokonsum varierer for de ulike filmsjangerne. For eksempel tar Rimscha (2013) høyde for forskjellige endringer i markedsandeler mellom de ulike filmsjangerne ved å analysere sjangerspesifikk etterspørsel og tilbud i kinomarkedet. Med forbehold om tilgjengelige data, går det derfor an å splitte kinomarkedet opp i ulike deler basert på de ulike sjangerne.¹³⁷ En mulig hypotese er at kombinasjonen av filmkonsum på nett og digital fremgang på kino vil føre til at de filmsjangerne som avhenger mest av god lyd- og bildekvalitet opplever en større positiv effekt av bredbånd i forhold til de filmsjangerne som i større grad baserer seg på personlige forhold.¹³⁸ Actionfilmer samt de store filmene – såkalte «blockbustere» – vil oppleve en større positiv effekt av bredbånd enn for eksempel dramafilmer, komedier

bredbånd på DVD-salg fra effektene av fildeling og ulovlig filmkonsum. På side 290 forklarer forfatterne utfordringene knyttet til det å separere de ulike effektene av bredbånd.

¹³⁷Se Rimscha (2013), s. 451–452 for en diskusjon om flere fascinerende muligheter i forbindelse med å dele opp kinomarkedet. I tillegg rapporterer Nilsen (2012) at effekten av fildeling avhenger av hvor populær eller «stor» en film er. Forskningsprosjektet utført på Copenhagen Business School fant at de store filmene – «blockbustere» – taper noen inntekter, mens online piratkopiering gir de mindre filmene økt omsetning.

¹³⁸På den andre siden finner Reinstein og Snyder (2005) at filmanmeldelser fra filmeksperter har positiv effekt på dramafilmer og filmer med en kort lanseringsperiode, men liten effekt på andre filmkategorier. Dersom bredbånd gir bedre tilgang til filmanmeldelser, kan den negative effekten av online filmkonsum på filmsjangerne som baserer seg på personlige forhold motvirkes til en viss grad.

og familiefilmer.¹³⁹ Dessuten kan enkelte filmsjangere bli negativt påvirket av bredbånd. Dette ville skyldes at noen filmsjangere – for eksempel komedier og familiefilmer – nytes best hjemme. Det vil si at bredbånd kan være et godt substitutt for kinokonsum når det gjelder komedier, familiefilmer og dramafilmer, men ikke spesielt godt for filmer som er avhengige av god lyd- og bildekvalitet. Dette gjør at etterspørsel etter blockbusterne vil øke, mens etterspørsel etter andre filmsjangere vil falle. En mulig konsekvens av dette er at kinomarkedet blir stadig mer dominert av actionfilmer og blockbustere. Ettersom filmer er horisontalt differensierte og kinokonsumenter har heterogene preferanser,¹⁴⁰ kan en slik markedssvikt føre til velferdstap. Derfor kan det være interessant å undersøke dette nærmere.

¹³⁹Rapporten utgitt av SSB, Vaage (2007) s. 145 finner at krim- og actionfilmer er mest populære på kino, mens komedier og familiefilmer er mest populære å se på video hjemme.

¹⁴⁰Vaage (2007), s. 9 finner at filmpreferanser varierer med kjønn. Menn har en tendens til å velge krimfilmer når de går på kino, mens kvinner velger mest familiefilmer.

7 Referanser

- Alexa Internet, “How popular is thepiratebay.org?”. Tilgjengelig fra: <http://www.alexa.com/siteinfo/thepiratebay.org>. (Hentet: 4. feb 2015).
- Bie, T. (red.) (2001): “Dobbel ISDN-fart med ett klikk”, IT-avisen. Tilgjengelig fra: <http://www.itavisen.no/nyheter/dobbel-isdn-fart-med-ett-klikk-33000>. Publiseringsdato: 6. nov 2001. (Hentet: 4. feb 2015).
- Bhuller, M., T. Havnes, E. Leuven og M. Mogstad (2013): “Broadband Internet: An Information Superhighway to Sex Crime?”, *The Review of Economic Studies* 80(4), 1237–1266.
- Bounie, D., M. Bourreau og P. Waelbroeck (2006): “Piracy and the Demand for Films: Analysis of Piracy Behavior in French Universities”, *Review of Economic Research on Copyright Issues* 3(2), 15–27.
- Cameron, A. Colin og P. K. Trivedi (2009): *Microeconometrics Using Stata*. Stata Press, USA.
- Cameron, S. (1988): “The impact of video recorders on cinema attendance”, *Journal of Cultural Economics* 12(1), 73–80.
- Dewenter, R., M. Westermann (2005): “Cinema demand in Germany”, *Journal of Cultural Economics* 29(3), 213–231.
- Engedal, A., S. E. Valvik (filmregissør) (2009): “Urospredere - En dokumentarfilm om ulovlig fildeling i Norge”. Tilgjengelig fra: <https://vimeo.com/4562948>. (Hentet: 19. feb 2015).
- “eNorge 2009 – det digitale spranget”, (2005), Moderniseringsdepartementet, Oslo. Tilgjengelig fra: https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/fad/vedlegg/ikt-politikk/enorge_2009_komplett.pdf?id=2224951. (Hentet: 3. des 2014).
- Film og Kino (2010): “Kampen om hjemmesitterne: Resultater fra den store kinoundersøkelsen 2009”. Tilgjengelig fra: http://www.kino.no/migration_catalog/article963681.ece/binary/Rapport_kampen. (Hentet: 30. jan 2015).
- Film og Kino (2004): “Kino i en DVD-tid”. Tilgjengelig fra: http://www.filmweb.no/filmogkino/migration_catalog/article956915.ece/binary/DVD_brosjyre_1. (Hentet: 30. jan 2015).
- Film og Kino (2005): “Kommunen og kinoen – nye tider, nye utfordringer: Om økonomi, eierskap, kulturpolitisk styring og organisering”. Tilgjengelig fra: http://www.filmweb.no/filmogkino/migration_catalog/article958054.ece/binary/Film_Kino_Superkino2005. (Hentet: 30. jan 2015).

Filmweb (2011): “Norske kinofilmer mer populære”. Tilgjengelig fra: <http://www.filmweb.no/filmnytt/article816533.ece>. Publiseringsdato: 3. jan 2011. (Hentet: 09. feb 2015).

Greene, W. H. (2012): *Econometric Analysis*. 7. utg., Pearson, USA.

Hagen, A. (2015): “Torrentsiden Kickass forsøkt stanset”. Tilgjengelig fra: <http://www.vg.no/forbruker/teknologi/forbruker/torrentsiden-kickass-forsoekt-stanset/a/23392002/>. Publiseringsdato: 9. feb 2015. (Hentet: 10. feb 2015).

Hansteen, K. (2005): “Norwegian and Swedish Broadband Initiatives (1999–2005)”, Høykom-rapport 505, Høykom.

Klose, S. (filmregissør) (2013): “TPB AFK: The Pirate Bay Away from Keyboard”. Tilgjengelig fra: <http://tv.nrk.no/program/K0ID28004209/slaget-om-pirate-bay>. (Hentet: 5. jan 2015).

Kløvstad, C. og A. Høyeholt (2010): “Rapport om fildeling: hvem laster ned filmer fra Internett uten å betale for det, og hvor stort er omfanget av denne type nedlasting i Norge?”, The Nielsen Company, Oslo. Tilgjengelig fra: http://www.kino.no/migration_catalog/article963637.ece/binary/Videofestivalen%20Fildeling%20Nielsen%2016%20April%202010. (Hentet: 30. jan 2015).

Liebowitz, S. J. og A. Zentner (2012): “Clash of the Titans: Does Internet Use Reduce Television Viewing?”, *The Review of Economics and Statistics* 94(1), 234–245.

Linshi, Jack (2015): “The World’s Most Popular Site for Pirated Downloads Is Back Online After a Long Outage”, Time Magazine. Tilgjengelig fra: <http://time.com/3691231/pirate-bay/>. Publiseringsdato: 1. feb 2015. (Hentet: 4. feb 2015).

Losnegård, S. (2015): “Her er ukens anbefalte apper!”, tek.no. Tilgjengelig fra: <http://www.tek.no/artikler/her-er-ukens-anbefalte-apper/167245>. Publiseringsdato: 1. feb 2015. (Hentet: 4. feb 2015).

Lothe, H. (2014): “Mållaget rustar seg mot kommunereforma”, Norsk Tidend, Oslo. (s.6–8). Tilgjengelig fra: <http://issuu.com/norsktidend/docs/nt14nr05>. Publiseringsdato: nov 2014. (Hentet: 23. nov 2014).

Lundenes, Ø. (2009): “Fortrengende fildeling: En studie i norske studenters fildelingsvaner og fortrengningseffekten på lovlig filmkonsum”. Tilgjengelig fra: https://www.ntnu.no/c/document_library/get_file?uuid=78e870d5-0d6c-41d8-9e08-edf4ca42491b&groupId=10449. (Hentet: 4. nov 2014).

Nilsen, J. E. (2012): "Forskning: Piratkopiering skader ikke filmindustrien: Stengingen av Megaupload økte ikke inntektene", tek.no. Tilgjengelig fra: <http://www.tek.no/artikler/forskning-piratkopiering-skader-ikke-filmindustrien/115561>. Publiseringsdato: 27. des 2012. (Hentet: 5. feb 2015).

NSDs kommunedatabase. Tilgjengelig med spesiell tillatelse fra: https://trygg.nsd.uib.no/kdbbin/kdb_start.exe. (Hentet: 4. nov 2014).

Politiet: "Datakriminalitet". Tilgjengelig fra: https://www.politi.no/rad_fra_politiet/datakriminalitet/. (Hentet: 4. feb 2015).

Post- og teletilsynet (2014): "Bredbånd i Norge 2014: 30. oktober 2014". Tilgjengelig fra: http://www.nkom.no/aktuelt/rapporter/_attachment/15107?_ts=14960694a17. (Hentet: 19. jan 2015).

Reid, R. (2012): "The \$8 billion iPad". Tilgjengelig fra: http://www.ted.com/talks/rob_reid_the_8_billion_ipod. Publiseringsdato: mar 2012. (Hentet: 12. feb 2015).

Reinstein, D. A. og C. M. Snyder (2005): "The Influence of Expert Reviews on Consumer Demand for Experience Goods: A Case Study of Movie Critics", *The Journal of Industrial Economics* 53(1), 27–51.

Rimscha, M. B. (2013): "It's not the economy, stupid! External effects on the supply and demand of cinema entertainment", *Journal of Cultural Economics* 37(4), 433–455.

Rob, R. og J. Waldfogel (2007): "Piracy on the Silver Screen", *The Journal of Industrial Economics* 55(3), 379–395.

Rudd, H-M. T. (2014): "FBI mener Nord-Korea står bak Sony-hackingen". Tilgjengelig fra: <http://www.dagbladet.no/2014/12/19/nyheter/utenriks/hacking/36827823/>. Publiseringsdato: 19. des 2014. (Hentet: 09. feb 2015).

Smith, M. D. og R. Telang (2010): "Piracy or promotion? The impact of broadband Internet penetration on DVD sales", *Information Economics and Policy* 22(4), 289–298.

StataCorp. (2013): *Stata: Release 13. Statistical Software*. StataCorp LP, College Station, TX.

Statistikkbanken til Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statistikkbanken>. (Hentet: 5. nov 2014).

Statistisk sentralbyrå (2014): “Folkemengde: Tabell: 07459: Folkemengde, etter kjønn og ettårig alder. 1. januar (K)”. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=NY3026&nvl=&PLanguage=0&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=befolkning&KortNavnWeb=folkemengde&StatVariant=&checked=true>. (Hentet: 5. nov 2014).

Statistisk sentralbyrå (2014): “Husholdningenes inntekter, geografisk fordeling: Tabell: 06944:inntekt etter skatt, etter husholdningstype. Antall husholdninger og median (K) (B)”. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=InntektStruk13&nvl=&PLanguage=0&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=inntekt-og-forbruk&KortNavnWeb=inntgeo&StatVariant=&checked=true>. (Hentet: 5. nov 2014).

Statistisk sentralbyrå (2010): “Internett-målinga, 1. kvartal 2009: Svakare vekst i faste breiband”. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/teknologi-og-innovasjon/statistikker/inet/kvartal/2009-06-15>. Publiseringdato: 15. jun 2009. (Hentet: 5. feb 2015).

Statistisk sentralbyrå (2010): “Internett-målinga, 2. kvartal 2010: Veksten i private breiband flatar ut”. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/teknologi-og-innovasjon/statistikker/inet/kvartal/2010-09-23>. Publiseringdato: 23. sep 2010. (Hentet: 5. feb 2015).

Statistisk sentralbyrå (2014): “Internett-målinga, 3. kvartal 2014: Kvaliteten på faste breiband gjer nye hopp”. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/inet>. Publiseringdato: 13. nov 2014. (Hentet: 17. nov 2014).

Statistisk sentralbyrå (2014): “Internett-målinga: Tabell: 03642: Breibandsabonnement på Internett, etter overføringskapasitet (K)”. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/SelectVarVal/Define.asp?SubjectCode=01&ProductId=01&MainTable=Internett&SubTable=Kommun1&PLanguage=0&Qid=0&nvl=True&mt=1&pm=&gruppe1=KommNyeste&gruppe2=Hele&aggreg1=NO&aggreg2=&VS1=Kommun&VS2=Internet&CMSSubjectArea=&KortNavnWeb=inet&StatVariant=&TabStrip=Select&checked=true>. (Hentet: 5. nov 2014).

St.meld. nr. 38 (1997–1998) (1998): “IT-kompetanse i et regionalt perspektiv”, Nærings- og handelsdepartementet, Oslo.

St.meld. nr. 49 (2002–2003) (2003): “Breiband for kunnskap og vekst”, Nærings- og handelsdepartementet, Oslo.

- Vaage, O. F. (2007): "Kultur- og mediebruk i forandring: Bruk av kulturtilbud og massemedier fra 1991 til 2006", Statistisk sentralbyrå, Oslo-Kongsvinger. Tilgjengelig fra: http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/sa95/sa_95.pdf. (Hentet: 7. nov 2014).
- Varian, H. R. (2010): *Intermediate Microeconomics: A Modern Approach*. 4. utg., W. W. Norton and Company, USA.
- Varian, H. R. (1992): *Microeconomic Analysis*. 3. utg., W. W. Norton and Company, USA.
- Verbeek, M. (2012): *A Guide to Modern Econometrics*. 4. utg., John Wiley and Sons Ltd, Great Britain.
- VG (2014): " «The Interview» tilgjengelig på nett". Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/inet>. Publiseringsdato: 24. des 2014. (Hentet: 09. feb 2015).
- Waterman, D., S. Wook Ji og L. R. Rochet (2007): "Enforcement and Control of Piracy, Copying, and Sharing in the Movie Industry", *Review of Industrial Organization* 30(4), 255–289.
- Wooldridge, J. M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, USA.
- Wooldridge, J. M. (2009): *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 4. utg., South-Western, Canada.
- Yong, L. (2006): "Word-of-Mouth for Movies: Its Dynamics and Impact on Box Office Revenue", *Journal of Marketing* 70(3), 74–89.
- Zentner, A. (2010): "Measuring the Impact of File Sharing on the Movie Industry: An Empirical Analysis Using a Panel of Countries", Working Paper. Oppdatert i 2012.

A Vedlegg

A.1 Vedlegg: Kommuneliste

Tabell 12: Kommunestrukturen 2013

Kommunennummer	Kommunenavn
101	Halden
104	Moss
105	Sarpsborg
106	Fredrikstad
111	Hvaler
118	Aremark
119	Marker
121	Rømskog
122	Trøgstad
123	Spydeberg
124	Askim
125	Eidsberg
127	Skiptvet
128	Rakkestad
135	Råde
136	Rygge
137	Våler
138	Hobøl
211	Vestby
213	Ski
214	Ås
215	Frogn
216	Nesodden
217	Oppegård
219	Bærum
220	Asker
221	Aurskog-Høland
226	Sørum
227	Fet
228	Rælingen
229	Enebakk
230	Lørenskog
231	Skedsmo
233	Nittedal
234	Gjerdrum
235	Ullensaker
236	Nes

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
237	Eidsvoll
238	Nannestad
239	Hurdal
301	Oslo
402	Kongsvinger
403	Hamar
412	Ringsaker
415	Løten
417	Stange
418	Nord-Odal
419	Sør-Odal
420	Eidskog
423	Grue
425	Åsnes
426	Våler
427	Elverum
428	Trysil
429	Åmot
430	Stor-Elvdal
432	Rendalen
434	Engerdal
436	Tolga
437	Tynset
438	Alvdal
439	Folldal
441	Os
501	Lillehammer
502	Gjøvik
511	Dovre
512	Lesja
513	Skjåk
514	Lom
515	Vågå
516	Nord-Fron
517	Sel
519	Sør-Fron
520	Ringebu
521	Øyer
522	Gausdal
528	Østre Toten
529	Vestre Toten
532	Jevnaker
533	Lunner

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
534	Gran
536	Søndre Land
538	Nordre Land
540	Sør-Aurdal
541	Etnedal
542	Nord-Aurdal
543	Vestre Slidre
544	Øystre Slidre
545	Vang
602	Drammen
604	Kongsberg
605	Ringerike
612	Hole
615	Flå
616	Nes
617	Gol
618	Hemsedal
619	Ål
620	Hol
621	Sigdal
622	Krødsherad
623	Modum
624	Øvre Eiker
625	Nedre Eiker
626	Lier
627	Røyken
628	Hurum
631	Flesberg
632	Rollag
633	Nore og Uvdal
701	Horten
702	Holmestrand
704	Tønsberg
706	Sandefjord
709	Larvik
711	Svelvik
713	Sande
714	Hof
716	Re
719	Andebu
720	Stokke
722	Nøtterøy
723	Tjøme

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
728	Lardal
805	Porsgrunn
806	Skien
807	Notodden
811	Siljan
814	Bamble
815	Kragerø
817	Drangedal
819	Nome
821	Bø
822	Sauherad
826	Tinn
827	Hjartdal
828	Seljord
829	Kviteseid
830	Nissedal
831	Fyresdal
833	Tokke
834	Vinje
901	Risør
904	Grimstad
906	Arendal
911	Gjerstad
912	Vegårshei
914	Tvedestrand
919	Froland
926	Lillesand
928	Birkenes
929	Åmli
935	Iveland
937	Evje og Hornnes
938	Bygland
940	Valle
941	Bykle
1001	Kristiansand
1002	Mandal
1003	Farsund
1004	Flekkefjord
1014	Vennesla
1017	Songdalen
1018	Søgne
1021	Marnardal
1026	Åseral

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
1027	Audnedal
1029	Lindesnes
1032	Lyngdal
1034	Hægebostad
1037	Kvinesdal
1046	Sirdal
1101	Eigersund
1102	Sandnes
1103	Stavanger
1106	Haugesund
1111	Sokndal
1112	Lund
1114	Bjerkreim
1119	Hå
1120	Klepp
1121	Time
1122	Gjesdal
1124	Sola
1127	Randaberg
1129	Forsand
1130	Strand
1133	Hjelmeland
1134	Suldal
1135	Sauda
1141	Finnøy
1142	Rennesøy
1144	Kvitsøy
1145	Bokn
1146	Tysvær
1149	Karmøy
1151	Utsira
1160	Vindafjord
1201	Bergen
1211	Etne
1216	Sveio
1219	Bømlo
1221	Stord
1222	Fitjar
1223	Tysnes
1224	Kvinnherad
1227	Jondal
1228	Odda
1231	Ullensvang

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
1232	Eidfjord
1233	Ulvik
1234	Granvin
1235	Voss
1238	Kvam
1241	Fusa
1242	Samnanger
1243	Os
1244	Austevoll
1245	Sund
1246	Fjell
1247	Askøy
1251	Vaksdal
1252	Modalen
1253	Osterøy
1256	Meland
1259	Øygarden
1260	Radøy
1263	Lindås
1264	Austrheim
1265	Fedje
1266	Masfjorden
1401	Flora
1411	Gulen
1412	Solund
1413	Hyllestad
1416	Høyanger
1417	Vik
1418	Balestrand
1419	Leikanger
1420	Sogndal
1421	Aurland
1422	Lærdal
1424	Årdal
1426	Luster
1428	Askvoll
1429	Fjaler
1430	Gaular
1431	Jølster
1432	Førde
1433	Naustdal
1438	Bremanger
1439	Vågsøy

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
1441	Selje
1443	Eid
1444	Hornindal
1445	Gloppen
1449	Stryn
1502	Molde
1504	Ålesund
1505	Kristiansund
1511	Vanylven
1514	Sande
1515	Herøy
1516	Ulstein
1517	Hareid
1519	Volda
1520	Ørsta
1523	Ørskog
1524	Norddal
1525	Stranda
1526	Stordal
1528	Sykkylven
1529	Skodje
1531	Sula
1532	Giske
1534	Haram
1535	Vestnes
1539	Rauma
1543	Nesset
1545	Midsund
1546	Sandøy
1547	Aukra
1548	Fræna
1551	Eide
1554	Averøy
1557	Gjemnes
1560	Tingvoll
1563	Sunndal
1566	Surnadal
1567	Rindal
1571	Halsa
1573	Smøla
1576	Aure
1601	Trondheim
1612	Hemne

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
1613	Snillfjord
1617	Hitra
1620	Frøya
1621	Ørland
1622	Agdenes
1624	Rissa
1627	Bjugn
1630	Åfjord
1632	Roan
1633	Osen
1634	Oppdal
1635	Rennebu
1636	Meldal
1638	Orkdal
1640	Røros
1644	Holtålen
1648	Midtre Gauldal
1653	Melhus
1657	Skaun
1662	Klæbu
1663	Malvik
1664	Selbu
1665	Tydal
1702	Steinkjer
1703	Namsos
1711	Meråker
1714	Stjørdal
1717	Frosta
1718	Leksvik
1719	Levanger
1721	Verdal
1724	Verran
1725	Namdalseid
1736	Snåsa
1738	Lierne
1739	Røyrvik
1740	Namsskogan
1742	Grong
1743	Høylandet
1744	Overhalla
1748	Fosnes
1749	Flatanger
1750	Vikna

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
1751	Nærøy
1755	Leka
1756	Inderøy
1804	Bodø
1805	Narvik
1811	Bindal
1812	Sømna
1813	Brønnøy
1815	Vega
1816	Vevelstad
1818	Herøy
1820	Alstahaug
1822	Leirfjord
1824	Vefsn
1825	Grane
1826	Hattfjelldal
1827	Dønna
1828	Nesna
1832	Hemnes
1833	Rana
1834	Lurøy
1835	Træna
1836	Rødøy
1837	Meløy
1838	Gildeskål
1839	Beiarn
1840	Saltdal
1841	Fauske
1845	Sørfold
1848	Steigen
1849	Hamarøy
1850	Tysfjord
1851	Lødingen
1852	Tjeldsund
1853	Evenes
1854	Ballangen
1856	Røst
1857	Værøy
1859	Flakstad
1860	Vestvågøy
1865	Vågan
1866	Hadsel
1867	Bø

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
1868	Øksnes
1870	Sortland
1871	Andøy
1874	Moskenes
1902	Tromsø
1903	Harstad
1911	Kvæfjord
1913	Skånland
1917	Ibestad
1919	Gratangen
1920	Lavangen
1922	Bardu
1923	Salangen
1924	Målselv
1925	Sørreisa
1926	Dyrøy
1927	Tranøy
1928	Torsken
1929	Berg
1931	Lenvik
1933	Balsfjord
1936	Karlsøy
1938	Lyngen
1939	Storfjord
1940	Kåfjord
1941	Skjervøy
1942	Nordreisa
1943	Kvænangen
2002	Vardø
2003	Vadsø
2004	Hammerfest
2011	Kautokeino
2012	Alta
2014	Loppa
2015	Hasvik
2017	Kvalsund
2018	Måsøy
2019	Nordkapp
2020	Porsanger
2021	Karasjok
2022	Lebesby
2023	Gamvik
2024	Berlevåg

Fortsetter neste side...

...tabell 12 fortsettelse

Kommunennummer	Kommunenavn
2025	Tana
2027	Nesseby
2028	Båtsfjord
2030	Sør-Varanger

A.2 Vedlegg: Forklaring på utdanningsnivå

Denne opplysningen er tatt direkte fra NSD sin Kommunedatabase. Kilden til dokumentasjonen er Statistisk sentralbyrå.

Folkemengde: Personer registrert bosatt i Norge per 1. oktober og som er i aldersgruppen 16 år og over ved utgangen av rapporteringsåret. I tillegg registreres 15-åringer som har fullført grunnskolen eller som er i gang med en utdanning utover grunnskolenivå.

Utdanningsnivå: Definisjonene av de ulike utdanningsnivåene som brukes i statistikken om befolkningens utdanningsnivå, ble endret i 2006. Etter 2005 er nivådefinisjonene som følger:

Nivådefinisjoner (fra 1.oktober 2005):

Grunnskolenivå

Alle som har fullført en grunnskoleutdanning.

NUS2000-nivå = 1 og 2

ISCED97-nivå = 1 og 2

Alle som har fullført en videregående utdanning av en varighet på mindre enn to år fra og med skoleåret 1975/76 og til og med skoleåret 1994/95, dvs. hovedsakelig utdanninger på grunnkursnivå.

NUS2000-nivå = 2

ISCED97-nivå = 2

Alle som har fullført en videregående utdanning av en varighet på mindre enn tre år fra og med skoleåret 1995/96, dvs. hovedsakelig utdanninger på grunnkursnivå og utdanninger på videregående kurs I-nivå.

NUS2000-nivå = 2

ISCED97-nivå = 2

Videregående nivå

Alle som har fullført videregående utdanning uansett utdanningens lengde til og med skoleåret 1974/75.

NUS2000-nivå = 4

ISCED97-nivå = 3

Alle som har fullført videregående utdanning av en varighet på ett år fra og med skoleåret 1975/1976 og til og med skoleåret 1994/1995.

NUS2000-nivå = 3

ISCED97-nivå = 3

Alle som har fullført videregående utdanning av en varighet på to år eller mer fra og med skoleåret 1975/76 og til og med skoleåret 1994/95 dvs. hovedsakelig videregående kurs I- og videregående kurs II-utdanninger.

NUS2000-nivå = 4

ISCED97-nivå = 3

Alle som har fullført en videregående utdanning av en varighet på tre år eller mer fra og med skoleåret 1995/96, dvs. hovedsakelig videregående kurs II-utdanninger.

NUS2000-nivå = 4

ISCED97-nivå = 3

Alle som har fullført en utdanning på nivået mellom videregående nivå og universitets- og høyskolenivå, dvs. påbyggingsnivået til videregående nivå uansett periode.

NUS2000-nivå = 5

ISCED97-nivå = 4

Alle som har fullført færre enn 120 studiepoeng i universitets- og høyskolesystemet fra og med 1998/99.

NUS2000-nivå = 4 og 5

ISCED97-nivå = 3 og 4

Universitets- og høyskolenivå – lavere grad

Alle som har fullført en universitets- og høyskoleutdanning av en varighet på inntil fire år frem til 1997/98.

NUS2000-nivå = 6

ISCED97-nivå = 5

Alle som har fullført 120 studiepoeng eller mer i universitets- og høyskolesystemet fra og med 1998/99, men som ikke har fullført en høyere gradsutdanning.

NUS2000-nivå = 6

ISCED97-nivå 5

Universitets- og høyskolenivå – høyere grad

Alle som har fullført en universitets- og høyskoleutdanning på mer enn 4 år.

NUS2000-nivå = 7

ISCED97-nivå = 5

Alle som har fullført en forskerutdanning uansett periode.

NUS2000-nivå = 8

ISCED97-nivå = 6

A.3 Vedlegg: Fullstendig liste over variabler benyttet i analysen

Tabell 13: Fullstendig liste over variabler i analysen

Variabel	Forklaring
logkinobes	Den naturlige logaritmen til antall kinobesøk. (<i>hovedutfallsvariabel</i>)
logbilint	Den naturlige logaritmen til totale billettinntekter. (<i>utfallsvariabel</i>)
lognkinobes	Den naturlige logaritmen til antall kinobesøk (norske filmer). (<i>utfallsvariabel</i>)
lognbilint	Den naturlige logaritmen til totale billettinntekter (norske filmer). (<i>utfallsvariabel</i>)
logfilmtit	Den naturlige logaritmen til antall filmtitler tilbudt av kinoer. (<i>utfallsvariabel</i>)
logforestl	Den naturlige logaritmen til antall forestillinger tilbudt av kinoer. (<i>utfallsvariabel</i>)
logkinoset	Den naturlige logaritmen til antall seter i kinosaler.
breddb_pr	Prosentandelen av befolkningen med private bredbåndsabonnement.
breddb_pr2	Prosentandelen av befolkningen med private bredbåndsabonnement, kvadrattall.
logtot_bef	Den naturlige logaritmen til den totale befolkningen.
tot_mennpr	Prosentandelen menn av den totale befolkningen. (<i>ref.kategori</i>)
tot_kvinnpr	Prosentandelen kvinner av den totale befolkningen.
bd_mennpr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og prosentandelen menn. (<i>ref.kategori</i>)
bd_kvinnpr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og prosentandelen kvinner.
total_alpr	Arbeidsledighetsprosent for innbyggere 16–66 år.
total_grnpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med grunnskolenivå. (<i>ref.kategori</i>)
total_vidpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med videregående skole-nivå.
total_ktpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med universitets- og høyskolenivå kort.
total_lgpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med universitets- og høyskolenivå lang.
total_ingpr	Prosentandelen av personer 16 år og over med uoppgitt/ingen fullført utdanning.
tot_0_5pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 0–5 år. (<i>ref.kategori</i>)
tot_6_12pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 6–12 år.
tot_13_15pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 13–15 år.
tot_16_19pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 16–19 år.
tot_20_24pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 20–24 år.
tot_25_34pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 25–34 år.
tot_35_44pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 35–44 år.
tot_45_66pr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 45–66 år.
tot_67plspr	Prosentandelen av den totale befolkningen som er 67 år og over.
bd_0_5pr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og aldersgruppe 0–5 år. (<i>ref.kategori</i>)
bd_6_12pr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og aldersgruppe 6–12 år.
bd_13_15pr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og aldersgruppe 13–15 år.
bd_16_19pr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og aldersgruppe 16–19 år.
bd_20_24pr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og aldersgruppe 20–24 år.
bd_25_34pr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og aldersgruppe 25–34 år.
bd_35_44pr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og aldersgruppe 35–44 år.
bd_45_66pr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og aldersgruppe 45–66 år.
bd_67plspr	Interaksjonsledd mellom bredbåndsomfang og aldersgruppe 67 år og over.
d2004	Årsdummy som er lik 1 hvis året er 2004 og 0 ellers. (<i>basisåret i hovedanalysen</i>)
d1995–d2011	En rekke årsdummyvariabler hvor årsdummy _t er lik 1 i år <i>t</i> og lik 0 ellers.