

NHH



Overskuddsflytting blant flernasjonale selskaper i Norge

*En empirisk studie på norske data og analyse av
Huizinga og Laeven (2008)*

Joachim Borge Solberg

Thomas Kalleli Sæbøe

Veileder: Arnt Ove Hopland

Masterutredning i økonomisk styring

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen

Høsten 2014

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

Sammendrag

I denne masterutredningen undersøker vi omfanget av overskuddsflytting blant flernasjonale selskaper i Norge for perioden 2006-2012, og vi analyserer Huizinga og Laeven (2008) sin modell for overskuddsflytting.

Vi tar utgangspunkt i studien til Balsvik et al. (2009) og finner at flernasjonale selskaper i gjennomsnitt har signifikant lavere profitabilitet enn tilsvarende norske nasjonale selskaper. Ved overgang til flernasjonal status, er profitabilitetsavviket fremdeles negativt, men noe mindre. Koeffisientene er henholdsvis 2,20 og 1,73 prosentpoeng. Resultatene våre er kvalitativt konsistente med Balsvik et al. (2009), og de indikerer at overskudd netto flyttes ut av Norge via internprismanipulasjon.

Spesifikasjonen utvides ved å fjerne år før og etter statusskifter, fordi tregheter i skiftene kan introdusere målefeil. Denne mistanken bekreftes gjennom FE-koeffisienten, som øker i absoluttverdi. Med utgangspunkt i denne spesifikasjonen, estimeres årlig provenytnap for Norge til 3-4 milliarder. Vi inkluderer videre gjeldsskifting i modellen ved å fjerne variabelen for langsiktig gjeldsandel. Resultatene antyder at overskuddsflytting via internprisingsmanipulasjon dominerer i utvalget, men det er indikasjoner på at store selskaper praktiserer gjeldsskifting. Følgelig bør begge metoder besiktiges.

I siste del analyserer vi Huizinga og Laeven (2008) sin teoretiske modell samt deres empiriske tverrsnittstudie på europeiske data. Forfatterne finner, i motsetning til våre resultater, at overskuddet flyttes inn til Norge. Hovedårsaken til denne vesensforskjellen tilskrives tverrsnittsanalysens iboende begrensninger, til forskjell fra våre paneldatateknikker. Vi argumenterer videre for svakheter i flere av antakelsene bak modellen, som kan påvirke estimatene og følgelig gi et feilaktig bilde på forholdene i Europa og Norge.

Forord

Denne utredningen er et resultat av det selvstendige, skriftlige arbeidet på masterstudiet ved Norges Handelshøyskole (NHH). Utredningen er skrevet innenfor fagområdet økonomisk styring og er en del av stipendordningen i skatteøkonomi av NHH (NoCet), Samfunn og Næringslivsforskning (SNF) og Skatteetaten.

I de senere årene har media, skattemyndigheter og internasjonale organisasjoner rettet et kritisk lys mot flernasjonale selskaper og deres strategier for skatteunndragelse. Avvik i skattesatser mellom land og juridiske gråsoner etablerer incentiver og muligheter til overskuddsflytting. Temaet er spesielt aktuelt, ettersom OECD i september 2014 lanserte de første syv av totalt femten tiltak for å nedkjempe skatteunndragelse (BEPS). Anslag fra tidligere studier og Skatteetaten indikerer at Norge årlig unndras milliarder av potensielt skatteproveny. Følgelig er det essensielt å bringe saken inn i lyset.

Vi har gjennom interesser og fagvalg opparbeidet oss relevant kompetanse til å angripe denne problemstillingen, og det har vært svært motiverende å kunne bidra til å belyse et så viktig tema.

Vi retter en stor takk til Arnt Ove Hopland for kyndig veiledning og konstruktive tilbakemeldinger i forbindelse med arbeidet. Vi vil også takke Julia Tropina Bakke, Jarle Møen og Dirk Schindler for nyttige innspill underveis.

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG	2
FORORD	3
INNHOLDSFORTEGNELSE	4
1 INNLEDNING	6
2 BAKGRUNN	10
3 LITTERATUR	12
3.1 DIREKTE METODE	12
3.2 INDIREKTE METODE.....	13
3.3 STUDIER PÅ NORSKE DATA	16
3.3.1 Balsvik, Jensen, Møen og Tropina (2009)	16
3.3.2 Tropina (2010)	18
3.4 MASTEROPPGAVER.....	19
3.4.1 Møller og Nordahl (2012)	19
3.4.2 Nordeng og Sanderud (2012)	20
3.4.3 Waardal (2013).....	21
4 DATA	22
4.1 DATAKILDER	22
4.1.1 Regnskapsstatistikk	22
4.1.2 Investeringer i utlandet/Utenlandsoppgaven	22
4.1.3 SIFON-registeret	24
4.2 VARIABLER	24
4.2.1 Avhengig variabel.....	24
4.2.2 Forklaringsvariabel	25
4.2.3 Kontrollvariabler.....	25
4.3 UTVALGSRESTRIKSJONER	26
5 DESKRIPTIV STATISTIKK	29
5.1 DESKRIPTIV STATISTIKK FOR VARIABLENE	31
5.2 UTVIKLING I GJENNOMSNITTLIG PROFITABILITET I PERIODEN 2007-2012	33
5.3 STØRRELSE	35
5.4 BRANSJEOVERSIKT	36
6 ANALYSE AV OVERSKUDDSFLYTTING BASERT PÅ FORSKJELLER I PROFITABILITET MELLOM NASJONALE OG FLERNASJONALE SELSKAP I NORGE	38
6.1 METODE.....	38
6.2 UNDERLIGGENDE ANTAKELSER.....	41
6.3 HOVEDRESULTATER	44
6.4 KONTROLLVARIABLER	49
6.5 BRANSJERESULTATER	51
6.6 FJERNING AV ÅR RUNDT STATUSKIFTER	56
6.7 ESTIMAT PÅ SKATTEPROVENYTAPET SOM FØLGE AV INTERNPRISMANIPULASJON	58

6.7.1 Metode	58
6.7.2 Resultater	58
6.8 ANALYSE AV AGGREGERT OVERSKUDDSFLYTTING	59
7 ROBUSTHETSANALYSE	62
7.1 ALTERNATIVE PROFITABILITETSMÅL	62
7.2 STØRRELSE	63
6.3 UTVALGSBEGRENSINGER	68
8 HUIZINGA OG LAEVEN (2008)	69
8.1 ANVENDT METODE	69
8.2 DATA OG UTVALG	70
8.3 AVHENGIG VARIABEL OG FUNKSJONSFORM	71
8.4 MODELLSPESIFIKASJONER OG VARIABELDEFINISJONER	71
8.4.1 Teoretisk modell	72
8.4.2 Empirisk analyse	77
8.4.3 Resultater	78
9 KONKLUDERENDE BEMERKNINGER	81
FIGUROVERSIKT	84
TABELLOVERSIKT	84
LITTERATUROVERSIKT	85
APPENDIKS	89
UTVALGTE DO-FILER	92

1 Innledning

I nasjonale selskaper lanseres kunnskap, kapital, teknologi og nye markeder som de viktigste årsakene for utenlandsk ekspansjon. Flerfoldige studier har imidlertid avdekket andre underliggende incentiver som ikke offentliggjøres i forbindelse med en slik ekspansjonsstrategi. Studiene bekrefter at flernasjonale selskaper reduserer skattebetalingene ved å manipulere internpriser og tilpasse gjeldsstruktur på bakgrunn av differanser i selskapsskattesatser på tvers av land - ofte kalt profittskifting eller overskuddsflytting. Vår utredning rettes mot Norge og har fokus på overskuddsflytting via internprismanipulasjon.

Av de relativt få undersøkelsene som er gjort på norske data, indikerer resultatene at overskudd flyttes ut av Norge. Nyere studier har imidlertid benyttet observasjoner før 2006, mens våre årganger spenner over tiden før og etter finanskrisen. Resesjonen har endret regelverk og rammevilkår i flere næringer, og i denne perioden har Norges relative selskapsskatt økt i forhold til de nærmeste handelspartnerne. Vi vil finne ut om disse faktorene gir utslag på graden av overskuddsflytting via internprising, med utgangspunkt i SNF rapport nr. 11/09 av Balsvik, Jensen, Møen og Tropina (2009). Videre modifiseres spesifikasjonen for videre å ta hensyn til gjeldsskifting som kanal for overskuddsflytting. I siste del granskes studien til Huizinga og Laeven (2008), som på basis av tverrsnittsanalyser på europeiske data fra 1999 konkluderer at netto overskudd flyttes inn til Norge.

Internasjonalt er det flere organisasjoner som forsøker å utarbeide enhetlige standarder for internprising og samordne praksis mellom nasjoner. OECDs Transfer Pricing Guidelines for Multinational Enterprises and Tax Administrations [OECD TPG] er et felles rammeverk for internprising og baseres på armlengdeprinsippet. Dette prinsippet tar utgangspunkt i armlengdeprisen, som er den transaksjonsprisen som fremforhandles av to likestilte uavhengige parter. Altså er hensikten å prise den interne transaksjonen som om den fant sted mellom to uavhengige parter. I praksis må eiendelen eller tjenesten prises basert på sammenliknbare eiendeler eller tjenester i markedet.

Juridisk er det likevel nasjonale skattemyndigheter som avgjør om transaksjonene møter gjeldende lovmessige krav om internprising, noen ganger forlenget av bilaterale avtaler som dikterer allokeringen mellom de to nærstående selskapene. Disse kravene baseres ofte på internasjonale rammeverk som OECD TPG, men landene kan ikke pålegges, kun oppfordres, til å følge disse (OECD,

2012). I Norge er disse nedfelt i skattelovens §13-1 gjennom armlengdeprinsippet. OECD favner om dette prinsippet, og det er gjeldende presedens for allokering av flernasjonale selskapers overskudd i tilnærmet samtlige jurisdiksjoner. OECD kritiseres for manglende aksept for andre metoder for internprising enn via armlengdeprinsippet, eksempelvis "formulary apportionment". Denne metoden regnes av mange for å være en bedre tilnærming i fravær av sammenliknbare markedstransaksjoner, hovedsakelig ved handel av immaterielle eiendeler.

I forbindelse med internasjonal handel er det sentralt å sikre en skattemessig rettferdig fordeling mellom land etter faktisk verdiskaping, for å stimulere til videre samarbeid. De viktigste punktene på agendaen til organisasjoner som for eksempel OECD, er å minimere risikoen for dobbel skattlegging hos skattebetaler og beskytte et lands skattegrunnlag mot overskuddsflytting og erosjon (Base Erosion and Profit Shifting [BEPS]), gjennom blant annet å forhindre dobbel ikke-beskatning. Tradisjonelt har internasjonale skatteregler konsentrert om å forhindre dobbel skattlegging. Utilstrekkelig revidering og modernisering av disse skatteavtalene i et stadig mer globalt næringsliv, bestående av komplekse transaksjoner og organisasjonsstrukturer, har i nyere tid avlet frem smutthull i regelverket som øker faren for dobbel ikke-beskatning (OECDa, 2014).

Dobbel skattlegging inntreffer når ett selskap skattlegges i to eller flere stater for samme saksforhold. Denne markedssvikten hindrer internasjonal handel av varer og tjenester, direkte utenlandsinvesteringer samt utviklingen av økonomiske relasjoner, og oppstår i forbindelse med transaksjoner på tvers av landegrensene. Skattemyndighetene har kapasitet til å kontrollere noen av disse transaksjonene. Dersom internprisen fraviker deres konklusjon til armlengdepris, kan myndighetene justere overskuddet til selskapet i overensstemmelse med deres oppfatning av armlengdeprisen (OECD, 2012). Dersom den ene staten fremmer en justering og den andre staten ikke er enig i justeringen, oppstår risikoen for dobbel skattlegging hos skattebetaler.

BEPS blir brukt til å beskrive flernasjonale selskapers skattereduserende strategi, hvor formålet er å minimere betalbar skatt på konsernnivå. Utgangspunktet for denne strategien er forskjeller i skatteregler mellom ulike jurisdiksjoner (Holte, 2014). Prosedyrene som tas i bruk inkluderer overskuddsflytting til lavskattland (internprismanipulasjon og gjeldsskifting) samt mer sofistikert utnyttelse av juridiske smutthull. Feilallokering av inntekter og utgifter innenfor det flernasjonale selskapet samt feilprising av nærstående transaksjoner og renter på intern gjeld, fremheves av OECD som utsatte områder i tilknytning overskuddsflytting. Dette er vederlag mellom nærstående

selskaper som, i konflikt med armlengdeprinsippet, ikke reflekterer funksjonene som utføres og ikke tar hensyn til risiko eller eiendeler i bruk (OECD, 2011).

«Hybrid mismatch arrangements» er et spesialtilfelle av BEPS. Slike konstellasjoner utnytter ulike juridiske klassifiseringsdefinisjoner for finansielle instrumenter («Hybrid instruments») og selskapsformer («Hybrid entities») mellom land for å eliminere skattebetalinger og frembringe dobbel ikke-beskatning (KPMG, 2014). Anta at et kanadisk selskap innehar en spesiell type foretrukne aksjer («Mandatory redeemable preferred shares») i et Luxembourg-basert finansieringsselskap, som bevilger utdelinger til den kanadiske parten. Fra et kanadisk skattejuridisk ståsted er dette en aksjeinvestering, og innbetalingen behandles som utbytte, mens motparten i Luxembourg ser på investeringen som gjeld, og utbetalingen bokføres som fradragsberettigede rentekostnader. Aksjeposisjonen betraktes som et «hybrid instrument», da den gir skattefradrag på den ene siden, men ingen motsvarende skattbar inntekt. På tilsvarende vis kan flernasjonale selskaper utnytte diskrepans i ulike lands definisjoner på selskapsformer, som i flere tilfeller resulterer i dobbelt skattefradrag og følgelig reduksjon i landets skatteinntekter.

16. september denne høsten la OECD, i samarbeid med G20-landene, frem de første syv av totalt femten konkrete tiltak for å hjelpe skattemyndigheter til å bekjempe BEPS (OECD, 2014a). Til sammen 44 land støtter opp om en adopsjon av disse handlingsplanene, som er et forsøk på å harmonisere internasjonal skattelovgivning. Innholdet i denne pakken inkluderer veiledning i å adressere skadelige skattestrategier og er utviklet på grunnlag av prinsippene åpenhet, økonomisk substans og samsvar mellom fradrags- og inntektsføring (Holte, 2014). Konkret har OECD blant annet utarbeidet standardisert internprisingsdokumentasjon for å hindre dobbel skattlegging, og gjennom et sterkt fokus på transparens, vil den nye rapporteringen stimulere til å bedre forstå og kontrollere BEPS, ifølge organisasjonen. I lys av vår tids globale og digitale økonomi har OECD videre fremmet revideringer av OECD TPG, som skal forsikre at allokering av overskudd gjennom internprising av immaterielle eiendeler er konsistent med verdiskaping. Tilsvarende er det i en egen rapport, og gjennom endringer i OECD MTC, utstedt anbefalinger til nasjonale uniforme retningslinjer for å nøytralisere «hybrid mismatch arrangements» (OECD, 2014a). Arbeidet ferdigstilles etter planen i desember 2015 og tilbyr landene konkrete virkemidler som eliminerer flere av incentivene til BEPS og er et konstruktivt steg på veien om å skape internasjonal presedens for en rettferdig skattefordeling (Holte, 2014).

I denne utredningen forsøker vi å avdekke tegn på BEPS, altså overskuddsflytting ut av landet, blant flernasjonale selskaper i Norge for perioden 2006-2012. Vi benytter en indirekte metode, som via profitabilitetsforskjeller mellom norske nasjonale og flernasjonale selskaper, indikerer nivå og retning på overskuddsflytting. Balsvik et al. (2009) finner tegn på overskuddsflytting ut av landet, ettersom flernasjonale selskaper i Norge rapporterer om lavere profitabilitet enn tilsvarende norske nasjonale selskap. Huizinga og Laeven (2008) trekker som nevnt motsatt konklusjon, og denne vesensforskjellen danner disposisjonen for påfølgende analyser.

2 Bakgrunn

Forutsetningene for overskuddsflytting ligger i skattesatsforskjeller mellom landene hvor det flernasjonale konsernet har eierinteresser. Strategien består i å beskatte inntektene i land med relativt lave skattesatser og få fradrag for kostnader i land med relativt høye satser.

Som en følge av den fundamentale asymmetrien innenfor kapitalbeskatningen, hvor renter på gjeld er fradragsberettiget, mens betalt utbytte er ikke fradragsberettiget, er det skattemessig mer fordelaktig å finansiere selskapet med gjeld enn egenkapital. Flernasjonale selskaper kan utnytte denne diskrepansen ved strategisk plassering av gjeld, og denne mekanismen går under navnene gjeldsskifting eller tynn kapitalisering. Strategien er å plassere intern gjeld i høyskattland, som for eksempel Norge, mens kreditor har base i et lavskatt- eller nullskattland (internbanken). Den interne gjelden utstedes til andre datterselskap med høyere skattesats enn internbanken og er i praksis omgjort egenkapital. Kostnadsfradraget kvalifiserer til en høyere skattesats enn renteinntekten, som optimalt sett ikke skattlegges. Siden renteinntekten er lik rentekostnaden, vil nettoeffekten redusere skattegrunnlaget til det flernasjonale selskapet.

Den andre mekanismen, som har fokus i denne utredningen, kalles internprismanipulasjon. Formålet er å flytte skattbart overskudd fra høyskattland til lavskattland, slik at skattebelastningen minimeres. Dette gjøres ved hhv. under- og overfakturering av halvfabrikata og immaterielle eiendeler, som patenter, teknologi og merkevare, gjennom manipulasjon av internpriser. Eierne av disse eiendelene er lokalisert i et lavskattland og lisensierer ut rettighetene til andre datterselskap med høyere sats, mot en royalty som bruksvederlag. Kvalitativt er resultatet av strategien likt som ved gjeldsskifting, hvor kostnadene kanaliseres mot høyskattlandet og inntektene mot lavskattlandet.

Internprising fremkommer når to selskaper, som begge er del av samme konsern, utfører en handel seg imellom. Det kan være handel av materielle og immaterielle eiendeler og tjenester.

Internprising er et middel som har flere bedriftsøkonomiske formål. Disse er viktige verktøy innen økonomistyring og inkluderer korrekte beslutninger om (marginale) interne kjøp eller salg mellom selskapene, evaluering av selskapenes prestasjoner, vurderinger om endringer i kapasitet og produktmiks samt eventuelle nyinvesteringer eller nedleggelse (Bragelien, 2013). Videre er det utfordrende for flernasjonale selskaper og skattemyndigheter å vurdere immaterielle, selskapsspesifikke transaksjoner opp mot en objektiv markedspris, når denne kanskje ikke finnes

eller markedet ikke er velfungerende. Altså er det rom for skjønnsmessige vurderinger når selskaper skal estimere internprisen i forbindelse med slike transaksjoner.

En utfordring med internprising som styrings- og allokeringsmekanisme er at gjennomføringen krever harmonisering i internprissettingen hos de involverte partene i transaksjonen. Følgelig bør de nærstående partene tilstrebe å anvende liknende, objektive teknikker for å frembringe en konsensuspris. I tilfellene hvor en slik pris ikke oppnås, må partene forsøke å komme til enighet, men dette kan være tidkrevende prosesser. I internasjonal kontekst er endatil risikoen for skatteunndragelse og skjevfordeling av overskudd aktuell. I kombinasjon med ulik rettslig praksis i de involverte jurisdiksjonene og manglende bilaterale skatteavtaler, kompliseres prosedyrene ytterligere. Et forebyggende tiltak mot slike disputer er å organisere møter med motpart og respektive skattemyndigheter i forkant av transaksjoner («Advance pricing arrangement») for å nedsette enhetlige retningslinjer for fastsettelse av korrekt internpris (OECD, 2014b). Slike engasjement er imidlertid omfattende for skattebetalerne og garanterer ikke forlik.

3 Litteratur

Vi ønsker kort å presentere relevant forskning på overskuddsflytting blant flernasjonale selskaper. Slike selskaper kan flytte overskudd mellom land, blant annet ved å manipulere prisen på interne transaksjoner eller ved gjeldsskifting. Med henblikk på vår utredning er det mest hensiktsmessig å fokusere på studier hvor internprising inngår som virkemiddel for overskuddsflytting. Kvantitativ forskning som har blitt gjort på internprismanipulasjon kan i hovedsak ha to ulike innfallsvinkler, i form av en direkte metode eller indirekte metode.

3.1 Direkte metode

Den direkte metoden bruker faktiske toll- og prisdata for å direkte sammenlikne prisen på varer som handles internt i flernasjonale selskaper med tilsvarende varer som handles i et marked mellom uavhengige parter, med utgangspunkt i OECDs armlengdeprinsipp. Ved bruk av den direkte metoden, knytter man eventuelle avvik i prissetting opp mot differansen i skattesatser som de ulike delene av det flernasjonale selskapet møter. Gitt at man finner avvik fra armlengdeprinsippet og i tillegg kan observere ut fra skattesatsene at avviket reduserer total skattebyrde for det flernasjonale selskapet, tyder dette på bevisst manipulasjon av internprisene. Dersom man finner slike resultater, er det få andre faktorer enn internprismanipulasjon som kan forklare prisavviket.

Det finnes et begrenset antall studier som benytter seg av den direkte metoden. Dette skyldes i stor grad mangel på tilgang til relevante prisdata og informasjon om slektskap mellom selskaper. I USA har man vært klar over internprisingsproblematikken, og selskapene må oppgi i tolldokumentasjonen om transaksjonen er med nærstående part (Balsvik et al., 2009). Dette forklarer også hvorfor de fleste studiene med den direkte metoden har blitt gjort på amerikanske data.

Swenson (2001) har sett på importdata til USA fra Canada, Tyskland, Frankrike, Storbritannia og Japan for perioden 1981 – 1988. Dette er en interessant periode, ettersom USA og handelspartnere opplevde endringer i skattesatsen. Hypotesen er således at de rapporterte prisene varierer i samsvar med endringene i selskapsskatt dersom selskapene manipulerer internprisene. Funnene til Swenson (2001) er statistisk signifikante og i tråd med antakelsen om internprismanipulasjon, men de økonomiske effektene er relativt små. Årsaken til dette kan være at datasettet inkluderer

eksterne transaksjoner i samsvar med armlengdeprinsippet (Devereux, 2006), som skal være uavhengig av endringene i lovbestemt skattesats.

Studien til Clausing (2003) anvender data på amerikanske handelspriser i perioden 1997-1999. Forfatteren er i stand til å skille mellom transaksjoner med beslektede parter og armlengdetransaksjoner. Resultatene hennes gir sterkere effekt enn Swenson (2001). Clausing (2003) finner med statistisk signifikans at 1 prosentpoeng lavere skattesats i utlandet er forbundet med 0,94 % lavere internpriser på eksport og 0,64 % høyere på importvarer. Dette støtter hypotesen om internprismanipulasjon.

Bernard, Jensen og Schott (2006) utfører en av de nyere studiene med den direkte metoden og har hatt tilgang til amerikanske eksportdata for perioden 1993 – 2003. Datasettet gir muligheten til å se hvordan prissettingen innenfor et flernasjonalt selskap på en gitt vare varierer ut fra om det er med eksterne parter (armlengdeprinsipp) eller om det er en intern transaksjon. Når forfatterne sammenlikner prisavviket for eksporttransaksjoner til samme land, i samme måned og med samme transportmiddel, finner de at armlengdeprisen i snitt er 43 % høyere enn prisen mellom nærstående parter. Videre ser de på hvilke faktorer som påvirker prisavviket. De finner at avviket er størst for differensierte varer, der armlengdepris i snitt er 66,7 % høyere. For udifferensierte varer, fortrinnsvis råvarer, er avviket i snitt bare 8,8 % over armlengdepris. Dette er i samsvar med antakelsen om at skattemyndighetene lettere oppdager internprismanipulasjon på udifferensierte varer.

3.2 Indirekte metode

Ved bruk av den indirekte metoden undersøkes observerbare størrelser, som for eksempel ulike profitabilitetsmål. Antakelsen er at et slikt nøkkeltall påvirkes av ulike mekanismer for overskuddsflytting. Ved å sammenlikne profitabiliteten til komparative flernasjonale og nasjonale selskaper, får man en indikasjon på om det foregår internprismanipulasjon. Bakgrunnen for dette er at kun flernasjonale selskaper har mulighet til å flytte overskudd. En del av kritikken rettet mot den indirekte metoden består i at profitabilitetsavvik ikke med sikkerhet er forårsaket av internprismanipulasjon. Det kan nemlig være andre uobserverbare faktorer som gjør at profitabiliteten er signifikant ulik for flernasjonale og nasjonale selskaper.

En av fordelene med den indirekte metoden er at man har mulighet til å fange opp overskuddsflytting via mekanismer som enda ikke er kjent for skattemyndigheter.

Informasjonsasymmetri mellom skattemyndigheter og forskere på den ene siden, og flernasjonale selskaper med skatterådgivere på den andre siden, er hovedårsaken til dette (Tropina, 2010). En annen fordel med den indirekte metoden er at den fanger opp manipulasjon av internpris på transaksjoner som er selskapsspesifikke, slik som halvfabrikata, royalties og hovedkontortjenester. Det finnes sjelden et uavhengig marked for slike transaksjoner (Balsvik et al. 2009), og derfor vil eventuelle manipulasjoner være vanskelige å oppdage med den direkte metoden. Flernasjonale selskaper med slike karakteristika har dermed sterke incentiver til å manipulere internprisene.

Blant de tidligste studiene som sammenlikner profitabiliteten til flernasjonale selskaper mot nasjonale selskaper er Grubert, Goodspeed og Swenson (1993). De forsøker å forklare hvorfor utenlandske datterselskaper i USA rapporterer lavt skattbart overskudd i forhold til de nasjonale selskapene. Grubert et al. (1993) studerer hvor mye av differansen i profitabilitet som kan forklares i observerbare karakteristika ved utenlandske datterselskaper og nasjonale selskaper. De finner at omtrent 50 % av forskjellen i profitabilitet kan knyttes til systematisk observerbare selskapskarakteristika og andre observerbare forhold, som for eksempel valutakursendringer. Dermed mener de at maksimalt halvparten av differansen i profitabilitet mellom utenlandske datterselskaper og nasjonale selskaper kan skyldes internprismanipulasjon. I en oppdatert og utvidet studie finner Grubert (1997) at så mye som 75 % av differansen i profitabilitet potensielt kan forklares av ulike systematiske observerbare selskapskarakteristika mellom utenlandske datterselskaper og nasjonale selskaper. Dermed reduseres den øvre grensen for hva som kan skyldes manipulasjon av internpriser til 25 %.

Harris, Morck, Slemrod og Yeung (1993) studerer data på amerikanske flernasjonale industriselskaper for perioden 1984 – 1988. De ser på hvordan lokaliseringen til datterselskapene påvirker skattebetalingene i USA. Harris et al. (1993) kan dermed skille mellom selskaper som er aktive i land med skattesats høyere enn USA, som for eksempel Canada, samtidig som de kan skille ut datterselskaper som er lokalisert i lavskattland eller skatteparadis. Her finner de at selskaper med datterselskaper i lavskattland betaler relativt mindre i skatt i forhold til eiendeler eller omsetning. Samtidig finner de at selskaper med datterselskaper i høyskattland betaler mer i skatt. Dette indikerer at amerikanske flernasjonale selskaper bruker overskuddsflytting både inn og ut av USA som virkemiddel for å redusere total skattebyrde.

Klassen, Lang og Wolfson (1993) ser på en gruppe bestående av 191 amerikanske flernasjonale selskaper for perioden 1984 – 1990, og deres resultater er sammenfallende med Harris et al. (1993). Samtidig fanger Klassen et al. (1993) bedre opp tids- og geografidimensjonen, noe som gjør resultatene mer overbevisende. De sammenlikner profitabiliteten til flernasjonale selskapene og deres utenlandske datterselskaper mot en kontrollgruppe bestående av amerikanske og utenlandske selskaper som ikke er flernasjonale. Dette er for å kontrollere for underliggende geografiske profitabilitetsforskjeller. Videre kobler forfatterne sammen profitabilitetsavvik med hvordan de ulike skattesatsene endret seg i denne perioden. Flere land hadde ulike skattereformer i løpet av 1980-tallet, og dermed er hypotesen at flernasjonale selskaper endrer tilpasning for å redusere total skattebyrde, ettersom overskuddsflytting drives av bilaterale skattedifferanser. Tidlig på 1980-tallet reduserte flere europeiske land selskapskatten, mens USA ikke opplevde tilsvarende reduksjon før perioden 1986 – 1988, hvor selskapskatten ble senket fra 46 % til 34 %. Ved å ta utgangspunkt i endringer i både profitabilitet og skattesatser kan forfatterne ifølge Balsvik et al. (2009) til en viss grad kontrollere for uobserverbare forskjeller mellom selskaper som kan være korrelerte med incentiver til internprismanipulasjon. Klassen et al. (1993) finner i perioden 1986-87 at amerikanske flernasjonale selskaper har signifikant høyere profitabilitet enn kontrollgruppen. For perioden 1987 – 1988 finner de imidlertid at de amerikanske flernasjonale selskapene har signifikant lavere profitabilitet. Samtidig finner de at endringer profitabiliteten i USA gir en tilsvarende endring hos datterselskapene i utlandet, men med motsatt fortegn. Dette er konsistent med overskuddsflytting inn til USA i 1986 – 1987 når USA senket selskapskatten. I årene 1987-1988 rapporteres imidlertid overskudd ut fra USA, noe som antakelig skyldes responderende tiltak fra andre land i form av reduserte skattesatser. For de øvrige årene finner de ingen signifikante forskjeller. En kritikk mot studien til Klassen et al. (1993) er at det inkluderer få kontrollvariabler, og det er dermed ikke gitt at all uforklart variasjon kan tilskrives overskuddsflytting (Devereux, 2006).

Harris (1993) studerer også hvordan den amerikanske skattereformen i 1986, Tax Reform Act of 1986 [TRA 86], påvirker tilpasningene til amerikanske flernasjonale selskaper. Antakelsen er at TRA 86 medfører at amerikanske flernasjonale selskaper flytter overskudd inn til USA, ettersom selskapskattesatsen senkes. Forfatteren undersøker dette ved bruk av "difference in difference"-estimering og finner at de flernasjonale selskapene betaler mer skatt etter TRA 86, noe som er

konsistent med forventningen. Samtidig finner forfatteren at effekten er størst for selskaper med høy andel FoU, markedsføringskostnader, renteutgifter, leieutgifter og immaterielle eiendeler.

Jacob (1996) utvider studien til Harris (1993), men argumenterer for å ta hensyn til størrelsen på selskapsintern handel. Hypotesen er at selskaper med relativt høy andel intern handel kan flytte profitt ved små avvik fra armlengdepris. Dermed gir det sterke incentiver for slike selskaper å flytte overskudd, siden oppdagelsesrisikoen vil være liten. Funnene til Jacob (1996) viser at selskaper med høyt volum av intern handel betaler mindre skatt på konsolidert overskudd enn tilsvarende selskap med lavt volum. I USA finner forfatteren at førstnevnte selskaper relativt til sistnevnte betaler mindre skatt før TRA 86 og mer etter denne reformen.

Av studier på europeiske data har vi blant andre Huizinga og Laeven (2008) og Dischinger (2007), som begge benytter Amadeus-databasen for å hente informasjon om de største europeiske selskapene og deres selskapsstruktur. Huizinga og Laeven (2008) benytter en teoretisk modell for overskuddsflytting som fundament for empiriske tverrsnittsundersøkelser blant europeiske mor- og datterselskaper. Resultatene er konsistente med teori om overskuddsflytting og viser at fortrinnsvis Tyskland, som har høyest selskapskatt, mister store deler av skatteinntektene til fordel for de resterende landene i Europa. Studien er utgangspunkt for analysen i kapittel 8 og gjennomgås således grundig i denne delen. Dischinger (2007) utfører blant annet panelstudier for perioden 1995 – 2005 og finner at en økning på 10 prosentpoeng i skattedifferansen mellom datterselskaper og mor reduserer resultat før skatt hos datter med 7 %.

3.3 Studier på norske data

Internasjonal litteratur om overskuddsflytting gir ikke nødvendigvis et godt bilde på hvordan forholdene er i Norge. Vi skal nå gjøre rede for noen av de få studiene om overskuddsflytting som er gjennomført på norske data.

3.3.1 Balsvik, Jensen, Møen og Tropina (2009)

Rapport nr. 11/09 fra Samfunns- og næringslivsforskning (SNF) undersøker graden av overskuddsflytting blant flernasjonale selskap i Norge. Rapporten består i hovedsak av to deler, og vi fokuserer på første del, ettersom vår utredning bygger på denne. Analysen er en bred utvidelse av Langli og Saudagaran (2004), som sammenlikner profitabiliteten mellom norskeide og

utenlandskeide selskap innenfor industri, engroshandel og detaljhandel i perioden 1993-1996. I andre del benyttes en stilisert modell for handel mellom morselskap og et utenlandskregistrert datterselskap. Modellen danner hypotese grunnlag for en direkte studie av effekter på transaksjonsverdier, gitt økning i innenlandsk skattesats. Vi går i det videre ikke nærmere inn på denne delen.

Balsvik et al. (2009) utvider studien til Langli og Saudagaran (2004) på flere områder. Tidsserien er betraktelig lenger, inneholder flere bransjer og selskapsinformasjonen er mer komplett. En sammenkopling av årsregnskapsdata, utenlandsoppgaven og SIFON-registeret for perioden 1992-2005, gir finansiell informasjon om norske selskaper, deres utenlandske virksomhet samt utenlandskregistrerte foretaks eierskap i norske selskaper. I datasettet til Langli og Saudagaran (2004) er det kun informasjon om selskapet er norsk- eller utenlandskkontrollert. Klassifiseringen DCC (domestic controlled company) er altså et norsk selskap som kanskje har direkte utenlandsinvesteringer. Dette impliserer at kontrollgruppen også har mulighet til å flytte overskudd og konsekvensen er at profitabilitetsforskjellene underestimeres.

Ved å utnytte mulighetene som ligger i paneldataene, forbedres analysen til Langli og Saudagaran (2004) ytterligere. Eksempelvis behandles observasjonene i studien som uavhengige av hverandre over tid (pooled OLS). I realiteten følger vi derimot de samme selskapene over tid, og det er potensielt urimelig å anta at feilleddene er uavhengige. Balsvik et al. (2009) løser problemet ved å gruppere (clustre) observasjoner av samme selskap, slik at korrelasjonen tas hensyn til. Denne korreksjonen medfører at standardavviket til koeffisientene for utenlandsk eierskap fordobles og blir mindre presise, men gir ikke utslag på signifikansen. Videre utvides regresjonene med faste effekter, grunnet antakelsen om mulig korrelasjon mellom utenlandsk eierskap og foretaksspesifikke effekter. Dette medfører at koeffisientene reduseres, men resultatene er fortsatt signifikante.

I analysen av norskeide versus utenlandskeide selskap er profitabilitetsforskjellen 1,64 prosentpoeng. Dette er konsistent overskuddsflytting eller at de minst profitable selskapene blir kjøpt opp av utenlandske eiere. Her vil imidlertid problemet med å fullstendig skille kontroll- og behandlingsgruppe tilfredsstillende, kunne trekke koeffisientene mot null. Mer interessant er analysen mellom flernasjonale og nasjonale selskap som ikke rammes av denne målefeilen. Resultatene viser at flernasjonale selskap har 1,51 prosentpoeng lavere profittmargin enn rent norske selskap. Videre finner forfatterne at å gå fra å være helnorsk til norskeid flernasjonalt

selskap reduserer profitabiliteten med 1,14 prosentpoeng. Tilsvarende reduseres profitabiliteten med 1,70 prosentpoeng når et norsk selskap blir kjøpt opp, og disse resultatene er sammenfallende med hypotesen om at selskaper som blir flernasjonale netto flytter overskudd ut av Norge. Forfatterne utvider utvalget til å inkludere alle bransjer, hvor de finner at utenlandske og norske flernasjonale selskap har henholdsvis 2,38 og 1,69 prosentpoeng lavere profittmargin enn rent norske selskap.

3.3.2 Tropina (2010)

Studien er et forarbeid til Balsvik et al. (2009), og derfor er ovennevnte gjennomgang på mange områder tilsvarende som i Tropina (2010). En vesentlig forskjell er utvalget, hvor Balsvik et al. (2009) avgrensner til samme bransjer som Langli og Saudagaran (2004) for å kunne sammenlikne direkte. Riktignok inkluderes alle bransjer helt avslutningsvis, men hovedfunnene er basert på industri, engroshandel og detaljhandel. Tropina (2010) sine analyser inkluderer samtlige bransjer, og forfatteren presenterer således flere spesifikke bransjeregresjoner for profitabilitetsforskjeller enn Balsvik et al. (2009). Videre undersøkes hvilke endringer i selskapsstruktur som driver profitabilitetsforskjellen mellom flernasjonale og nasjonale selskap. Til slutt inkluderes nasjonale skattesatser i modellen i et forsøk på å finne forskjeller i profittmargin som kan tilskrives differanser i skattesats mellom de involverte landene.

Endringer i selskapsstruktur går begge veier, altså statusskifter fra flernasjonalt til nasjonalt selskap og vise versa, og kan finne sted flere ganger. Disse forskjellene fanges ikke opp i bruttokoeffisienten, som viser profitabilitetsforskjellen mellom flernasjonale og nasjonale selskap. For å rendyrke effektene, ekskluderes selskaper fra utvalget som har hatt mer enn ett skift i selskapsstatus, noe som øker absoluttverdien til FE-koeffisienten for flernasjonal status fra 1,82 prosentpoeng til 2,09 prosentpoeng. Tropina (2010) separerer statusendringene ytterligere og finner at driveren i profitabilitetsforskjellen forårsakes av norske selskaper som kjøpes opp av utenlandske eiere, og ikke nasjonale som kjøper opp utenlandsk datter. For flernasjonale selskaper som selger seg ut og endrer status tilbake til nasjonalt, rapporteres det derimot ikke om signifikante endringer i profittmargin, når det kontrolleres for faste effekter.

Avslutningsvis introduseres skattesatser i modellen, for å kunne se om forskjeller i profitabilitet kan attribueres til skattesatsforskjeller. Signifikante resultater uteblir, men retningen på koeffisientene er i majoriteten av regresjonene konsistente med overskuddsflytting. Tropina (2010) begynner med

å se effekten av økt utenlandsk skattesats på profitabiliteten i norsk tilknyttet selskap, men finner ikke signifikant holdbare resultater. Problemet med analysen er i hovedsak mangel på fullstendig informasjon om selskapsstrukturen til utenlandskeide flernasjonale selskap (med datter i Norge). Det foreligger informasjon om opprinnelsen til morselskapet, men ikke om andre utenlandske døtre. I tilfeller hvor det utenlandske konsernet har døtre i land med lavere skattesats enn Norge, vil overskuddsflytting i teorien kanaliseres gjennom disse, slik at koeffisienten mellom mor og norsk datter kamuflerer de faktiske forholdene. Forfatteren forsøker å unngå dette ved å se på norske flernasjonale med bare ett datterselskap, men resultatene er heller ikke her signifikante. Videre strider de kvalitativt mot teorien, som tilsier at relativ økning i utenlandsk skattesats medfører økt profitabilitet hos norsk mor. Årsakene tilskrives manglende observasjoner i datagrunnlaget og potensiell underregistrering av selskaper som opprettes i skatteparadis (Balsvik et al., 2009). I siste del av analysen forsøker forfatteren å fange effekten av overskuddsflytting gjennom en dummyvariabel for utenlandsk selskap som har høyere skattesats enn det norske selskapet i konsernet. Hypotesen tilsier en positiv koeffisient, altså at det norske foretaket rapporterer om høyere profitabilitet dersom det tilknyttede utenlandske selskapet har høyere skattesats. Resultatene viser positive FE-koeffisienter, men disse er ikke signifikante.

3.4 Masteroppgaver

Det finnes et mindre antall masteroppgaver som har undersøkt problemstillinger omkring overskuddsflytting for norske data. Vi har sett på noen av de nyere oppgavene som bygger på Balsvik et al. (2009).

3.4.1 Møller og Nordahl (2012)

Møller og Nordahl (2012) har replikert første del i Balsvik et al. (2009), som undersøker profitabilitetsforskjeller mellom flernasjonale selskaper og tilsvarende helnorske selskaper. I andre del utvides oppgaven, for å undersøke effekten av FoU-aktivitet på profitabilitet i flernasjonale selskaper.

Forfatterne benytter et nyere datasett for årene 2001-2007 og inkluderer alle bransjer, med unntak av petroleum og finans, slik at antallet observasjoner forøkes. I analysen mellom utenlandskeide selskap og helnorske selskap, avdekkes signifikante negative koeffisienter for utenlandsk eierskap ved OLS-estimering og FE-estimering, dog betydelig svakere i sistnevnte regresjon. Forfatterne

avgrenser videre til samme bransjer som Balsvik et al. (2009) og finner sammenfallende resultater ved bruk av OLS, men oppdager manglende signifikans og svake negative effekter ved FE-estimering. Mulige årsaker som nevnes er faktisk lavere profitabilitetsforskjeller for handels- og industriselskaper ved utenlandsk oppkjøp på 2000-tallet samt manglende variasjon i dataene, grunnet færre observasjoner enn Balsvik et al. (2009) ved bransjeavgrensning.

I den andre delen utvides hovedregresjonen med et interaksjonsledd bestående av et FoU-mål og en flernasjonale dummy. Regresjonene, med grunnlag i vesentlig færre observasjoner, viser konsistente og signifikante resultater for overskuddsflytting i år hvor det flernasjonale selskapet er FoU-aktivt. På grunn av potensielle svakheter i kategoriseringen av flernasjonale selskaper, redefinerer forfatterne denne variabelen i robusthetstestene, og da svikter signifikansen. Videre forsøker Møller og Nordahl (2012) å endre utvalgsavgrensningene for ekstreme observasjoner, men også her viser resultatene seg å være svært sensitive. Det kan dermed ikke konkluderes en signifikant effekt mellom FoU-aktivitet og flernasjonale status.

3.4.2 Nordeng og Sanderud (2012)

Forfatterne benytter data om norske selskaper fra perioden 1992-2006 for å undersøke overskuddsflytting i Norge via internprismanipulasjon. I første del av oppgaven tar forfatterne utgangspunkt i Balsvik et al. (2009), mens andre del vies til mer inngående analyser av interne transaksjoner.

Nordeng og Sanderud (2012) finner i tråd med Balsvik et al. (2009) og teorien om overskuddsflytting ut av Norge, at norske selskaper som endrer status til flernasjonale, blir mindre profitable. Koeffisienten viser at disse selskapene er 1,24 prosentpoeng mindre profitable enn sammenliknbare helnorske selskaper, med signifikans mellom 10 %- og 5 %-nivå. En interessant bemerkning, er at koeffisienten går fra å være svakt positiv til signifikant negativ ved overgang mellom henholdsvis OLS- og FE-estimering. Dette tilsier at det er uobserverbare karakteristika ved foretakene som blir kjøpt opp som indikerer positiv profitabilitet. Forfatterne attribuerer dette til teori om internasjonalisering, hvor selskaper med et konkurransefortrinn vil initiere eller øke utenlandske investeringer.

Masterutredningen inneholder videre flere analyser av interne transaksjoners effekt på profitabilitet. Funnene er svake, men antyder at flernasjonale selskaper med interne transaksjoner eller immaterielle transaksjoner har høyere profitabilitet enn nasjonale. Forfatterne hevder at

denne tendensen kan skyldes andre metoder for overskuddsflytting enn internprismanipulasjon. Ved endring av til rentabilitetsmål i robusthetstesten, endrer likevel koeffisientene seg betydelig, og resultatene mister troverdighet. I den videre analysen benytter Nordeng og Sanderud (2012) informasjon om skattesatsene til land innenfor OECD-området for å undersøke profitabiliteten til norske selskaper med en utenlandsk datter. Dette er en utvidelse av studiet til Tropina (2010), som ikke skiller ut datterselskaper innenfor OECD-området eller inkluderer interne transaksjoner. Nordeng og Sanderud (2012) finner signifikante og konsistente resultater på at norske selskaper med datterselskap i lavskattland har lavere profitabilitet, noe som støtter hypotesen om overskuddsflytting inn til lavskattland. Resultatene er imidlertid ikke robuste. Oppsummert indikerer funnene at det forekommer internprismanipulasjon blant norske flernasjonale selskaper, men resultatene er noe sprikende.

3.4.3 Waardal (2013)

Denne masterutredningen undersøker overskuddsflytting i Norge, men forsøker å kontrollere for at eiere som også er ansatte mottar ytelse i form av utbytte i stedet for lønn.

Forfatteren benytter et liknende datasett som oss, med unntak av klassifiseringen av norske flernasjonale selskaper og ett år kortere tidsserie. Metoden er i all hovedsak lik som andre studier på norske data, men størrelse korrigeres for via fjorårets salg for å redusere endogenitetsproblemer. Med OLS viser resultatene signifikante negative profitabilitetsforskjeller for FCC på 1,18 prosentpoeng. Utenlandske oppkjøp av norske nasjonale selskaper er forbundet med et fall i lønnsomhet på 1,09 prosentpoeng. Resultatene er således konsistente med at utenlandske selskaper flytter overskudd ut av Norge. Riktignok svekkes styrken på sistnevnte koeffisient, idet den nå er signifikant på 10 %-nivå. For norske flernasjonale selskaper er situasjonen motsatt, og profitabilitetsforskjellen signifikant positiv med OLS-estimering. Korrigert for faste effekter skifter koeffisienten fortegn og er ikke signifikant. Forfatteren kan således ikke konkludere med at norske flernasjonale selskaper flytter overskudd.

4 Data

4.1 Datakilder

4.1.1 Regnskapsstatistikk

Regnskapsdataene leveres av den amerikanske finansielle informasjonsleverandøren Dun & Bradstreet. Selskapet benytter offentlige registre i databasene, som i dette tilfellet består av årsregnskapsinformasjon fra selskaper registrert i Brønnøysundregistrene. Datasettet omfatter syv årganger (2006-2012) og inneholder detaljert regnskap- og foretaksinformasjon.

4.1.2 Investeringer i utlandet/Utenlandsoppgaven

Utenlandsoppgaven inneholder informasjon om norskregistrerte selskapers utenlandske eierinteresser over 10 %. I 2007 ble denne erstattet med internprisingsoppgaven, men vi benytter SSB sin undersøkelse Investeringer i utlandet (INVUT) fra og med 2007, blant annet av statistiske hensyn som kommenteres nedenfor. INVUT dekker selskapene med utenlandske eierandel større enn 20 %, men dette andelsavviket i forhold til utenlandsoppgaven får ingen konsekvenser, idet vi blir nødt til å fjerne observasjoner fra 2006 når vi genererer variabler for endringer i utsatt skattegjeld og utsatt skattekostnad.

Dataene våre strekker seg fra 2006-2012. Detaljnivået på informasjonen er med tiden fallende, men samtlige år inkluderer eierandeler, investering i datter, lokalisering, men varierende grad av regnskapsinformasjon om det utenlandske selskapet.

Vedrørende den nevnte overgangen til internprisingsoppgaven, uttrykker SSB bekymring over at internprisingsoppgaven i mindre grad legger til rette for utarbeiding av statistikk, ettersom det er transaksjonens «art og omfang» som vektlegges. SSB utarbeidet derfor en egen innrapportering som skulle dekke behovene for statistisk analysegrunnlag (Nordeng og Sanderud, 2012) og erstatte utenlandsoppgaven. I 2006 oppgir utenlandsoppgaven informasjon i form av 60 ulike variabler, men i 2012 er datagrunnlaget redusert til 17, via 29 variabler i 2009. Endringene spores hovedsakelig i mer avgrenset regnskapsinformasjon om utenlandsk datter, jamfør de ovennevnte uttalelsene fra SSB. Det er verdt å merke seg at dette medfører begrensninger i muligheten til å avdekke overskuddsflytting, fordi en ikke kan kontrollere for spesifikk informasjon ved datterselskapene, som immaterielle eiendeler og tilhørende kostnader samt gjeld, renteinntekter og -kostnader.

Det totale antallet selskaper som er registrert i INVUT er som nevnt sprikende. En av årsakene til dette er utvalgsavgrensningen, som rapporteres til å inkludere 95 % av investeringene utenlands. Det impliserer samtidig at det er de største selskapene som er rapporteringspliktige, noe SSB bekrefter og våre data tydelig indikerer. Disse selskapene har aktive porteføljer med investeringer som varierer i antall og størrelse, og dette som vil medføre variasjon i rapporteringen. Det viser seg også at antallet unike foretak vil variere fra år til år, fordi innleveringsplikten ikke konsekvent omfatter de samme selskapene, selv om mange likevel går igjen.¹ Dette er problematisk, og vi fjerner derfor selskaper som bytter status mer enn én gang.

INVUT gir altså ikke en komplett oversikt over norske selskapers utenlandske investeringer, og det begrenser mulighetene til å oppdage overskuddsflytting. Et interessant alternativ er Rikskattestyrets Formularer [RF]-1123 Kontrollerte transaksjoner og mellomværender, fra Skatteetaten. Denne rapporten innhenter informasjon om selskaper med utenlandske majoritetsandeler som har hatt transaksjoner større enn 10 millioner og har mellomværender større enn 25 millioner med nærstående selskap (Skatteetaten, 2013). Waardal (2013) bruker disse dataene til å klassifisere norske selskaper med utenlandske eierandeler i sin masterutredning og ender opp med 15 000 observasjoner av norske flernasjonale selskaper for årgangene 2006-2011. Tilsvarende utrensning med våre data fra INVUT, for samme årganger, resulterer i drøye 600. Selskapene som ikke inkluderes i utvalgskriteriene til SSB fanges ikke opp i behandlingsgruppen. Konsekvensene for våre undersøkelser er såkalt «attenuation bias», altså estimatorer som trekkes mot null. RF-1123 synes derfor mer hensiktsmessig for klassifiseringsformål enn INVUT.

Det skal likevel gjentas at selskapene i RF-1123 bes oppgi «art og omfang» av ulike regnskapsposter fra regnskapet til utenlandsk datter. Spesifikt betyr dette at tallene gis i størrelsesintervaller, og kvaliteten svekkes. På den annen side inneholder rapporten mer omfattende opplysninger om blant annet, selskaps- og konsernstruktur, interne transaksjoner samt rente- og lånebetingelser med nærstående parter. Således anbefales det i videre forskning å undersøke adekvansen i RF-1123 samt kompatibiliteten med SSB sine rapporter.

¹ Informasjonen er hentet fra mailkorrespondanse med SSB.

4.1.3 SIFON-registeret

Datasettet gir opplysninger om utenlandske majoritetsinteresser i norske selskap. Spesifikt oppgis blant annet informasjon om utenlandsk eierandel og landkode for årene 2006-2012. Databasen inneholder imidlertid ingen informasjon om konsernstrukturen til det utenlandske selskapet. SIFON-registeret gjør det mulig å skille mellom helnorske selskaper (DC=1) og utenlandskkontrollerte norske selskaper (FCC=1).

Et generelt problem med det endelige datasettet er manglende kontroll over den fullstendige konsernstrukturen innad i Norge. Dersom for eksempel norsk datter av et norsk selskap har majoritetseierandeler i utlandet, vil mor ha incentiv til overskuddsflytting. Dette fanger ikke datasettet vårt opp, og det oppstår en del selskaper som har mulighet til å flytte overskudd i kontrollgruppen. Konsekvensen er at vi underestimerer effekten av eventuell overskuddsflytting. Vi vet imidlertid at Skatteetaten jobber med å få på plass et datasett som kompletterer konsernstrukturen for fremtidige studier.

4.2 Variabler

4.2.1 Avhengig variabel

Vi følger tidligere litteratur som Klassen et al. (1993), Jacob (1996) samt Langli og Saudagaran (2004) i definisjonen av profitabilitetsmålet. Nøkkeltallet som brukes er en profittmargin, med salgsinntekt i nevner. Telleren er skattbart overskudd korrigert for endringer i utsatt skatt og utsatt skattefordel, som er skalert til en resultatstørrelse ved bruk av effektiv skattesats:

$$TI_{i,t} = NIBT_{i,t} + [(DTL_{i,t-1} - DTL_{i,t}) + (DTA_{i,t} - DTA_{i,t-1})]/TR_{i,t}$$

$TI_{i,t}$ («Taxable income»): Justert skattbart overskudd.

$NIBT_{i,t}$ («Net income before taxes»): Årsresultat før skatt.

$DTL_{i,t}$ («Deferred tax liability»): Utsatt skatt i år t.

$DTA_{i,t}$ («Deferred tax asset»): Utsatt skattefordel i år t.

$TR_{i,t}$ («Effective tax rate»): Effektiv skattesats.

$$= TE_{i,t}/NIBT_{i,t}, \text{ hvor } TE_{i,t} \text{ («Tax expense») er skattekostnad.}$$

I robusthetsanalysen undersøkes alternative mål for profitabilitet for å forsikre at resultatene ikke er betinget avhengig av lønnsomhetsmål.

4.2.2 Forklaringsvariabel

Høyresidevariabelen av interesse er dummy-variabelen for flernasjonalt selskap, som spesifiseres i ulike varianter. Sammenkoplingen av databasene gjør det mulig å definere flere typer av utenlandsk eierskap:

MNC: Flernasjonalt selskap, enten norsk eller utenlandskkontrollert.

DMNC: Norskkontrollert flernasjonalt selskap.

FCC: Utenlandskkontrollert flernasjonalt selskap.

Referansegruppen til disse dummyvariantene er i alle tilfeller DC, som er helnorsk selskap. Et problem med klassifiseringen er at vi ikke er i stand til å skille ut døtre av norske flernasjonale selskap, som har utenlandske datterselskaper.

4.2.3 Kontrollvariabler

For å kunne bygge en relevant regresjonsmodell, må vi ta hensyn til observerbare faktorer som har effekt på den avhengige variabelen og som kan være korrelert med om et selskap opererer flernasjonalt. Ved å følge en slik prosedyre forhindrer man skjeve estimater i koeffisienten til forklaringsvariabelen av interesse. Vi benytter de samme kontrollvariablene som Balsvik et al. (2009)

Bransjedummyer inkluderes for å kontrollere for ulik profitabilitet mellom bransjer, slik at for eksempel oppgangstider i en bransje ikke skal kunne påvirke koeffisienten til variabelen for flernasjonalt selskap. Vi benytter 250 tresifrede NACE-kode for å skille de ulike bransjene.

Tidsdummyer tar hensyn til eksterne forhold som varierer over tid, men påvirker selskapene sin profitabilitet likt. Dette er endringer i makroøkonomisk konjunkturrelle forhold som rentenivå, BNP-vekst og inflasjon. For å korrigere for tidseffekten inkluderes seks årsummyer med 2007 som referansekategori. Også eksterne sjokk, som endringer i rentenivå, skattesats og regnskapslovgivning korrigeres for av disse variablene.

Gjeldsandel inngår som kontrollvariabel, for å kunne korrigere for overskuddsflytting i form av gjeldsskifting. Datasettet vårt gjør det imidlertid ikke mulig å skille mellom ekstern eller intern gjeld. Ved å kontrollere for gjeldsskifting, kan tolkningen av eventuelle profitabilitetsforskjeller tilskrives internprismanipulasjon.

Størrelse brukes i analysen for å fange opp stordrifts- og samdriftsfordeler i verdikjeden (Balsvik et al. 2009). Konkret deler vi inn i salgskvintiler basert på gjennomsnittlig salgsinntekt for å skille ut denne effekten.

Alder påvirker profitabiliteten til et selskap og må dermed også inkluderes i regresjonen. Startfasen av livssyklusen vil ofte innebære større investeringer for å etablere drift, mens selskaper i metningsfasen har en helt annen kostnads- og inntektsstruktur, som systematisk påvirker profitabiliteten. Vi segregerer i kvartiler for aldersintervallene 0-5 år, 5-10 år, 10-20 år og >20 år.

Materialitet er inkludert i analysen fordi selskaper med høy andel materielle eiendeler (realkapital) i forhold til totale eiendeler, fremstår som mer solide ved eventuell inngåelse av lån til investeringer. Dette medfører gunstigere lånebetingelser samt bedre muligheter til å gjennomføre lønnsomme investeringer. Avskrivninger vil på den annen side øke kostnadene og følgelig redusere profitabiliteten.

4.3 Utvalgsrestriksjoner

Vi baserer utvalgsrestriksjonene på fremgangsmåten til Balsvik et al. (2009), Langli og Saudagran (2004) samt øvrige norske studier. Dette gjør vi for å fjerne eventuelle ekstremobservasjoner og observasjoner som teoretisk ikke er mulig å oppnå. Dermed får vi et mer normalisert utvalg.

Utvalgsbegrensingene er som følger:

- Inkluderer utelukkende selskaper med begrenset ansvar.
- Tar bort selskaper som har gjennomsnittlig total kapital mindre enn 1 million NOK (i 1998-kr) for unngå støy fra mindre selskaper.

- Fjerner selskaper som i gjennomsnitt har negativ salgsinntekt, hvor salgsinntekten er definert som totale driftsinntekter.
- Ekskluderer selskaper hvor profitabilitetsmarginen har absoluttverdi over 1, hvor profitabilitetsmarginen er definert som skattbar inntekt over salgsinntekt. Dette gjør at endringer i de estimerte koeffisientene kan tolkes som endring i prosentpoeng (Balsvik et al., 2009)
- Tar bort observasjoner med et absolutt profitabilitetsavvik over 0,5.
- Fjerner selskaper som har en gjeldsandel mindre enn 0 eller større 3 i forhold til total kapital. Vi har skilt ut gjeldstyper i kategoriene kortsiktig rentebærende gjeld, kortsiktig ikke-rentebærende gjeld og langsiktig rentebærende gjeld, i utrenskingsprosessen.
- Utelukker selskaper som har en realkapitalandel utenfor intervallet mellom 0 og 1.
- Fjerner observasjoner som har lønnsandel som ikke er i intervallet 0 og 1. Hvor lønnskostnadene er tatt som andel av totale kostnader.
- Rensker ut observasjoner fra petroleums- og gruvebransjen. Disse bransjene er underlagt et spesielt regelverk, i tillegg til at selskapene tilnærmet utelukkende er flernasjonale. Sistnevnte poeng impliserer at det ikke fremkommer statusskifter, og dermed vil ikke denne gruppen gi noen effekt på FE-koeffisienten.
- Eliminerer observasjoner som ligger øverste og nederste persentil for alternative profitabilitetsmål.
- Utelater selskaper som bytter status mer enn én gang. Vi gjør dette fordi vi antar at byttene ikke er reelle, men skyldes målefeil.

Vi oppsummer hvordan restriksjonene påvirker utvalget i tabell 1.

Tabell 1 - Utvalgsrestriksjoner 2007-2012

	FCC	DMNC	DC	Totalt	%
Utgangspunkt	43 353	2 709	1 243 186	1 289 248	100%
Begrenset ansvar	43 353	2 657	1 108 648	1 154 658	89.6%
Totalkapital <1 mill NOK	35 336	2 647	749 970	787 953	61.1%
Salgsinntekt <0	30 699	2 038	640 153	672 890	52.2%
Abs.verdi Profitabilitetsmargin <1	25 293	1 149	505 621	532 063	41.3%
Abs.verdi Profitabilitetsavvik <0.5	24 516	1 051	486 834	512 401	39.7%
Gjeldsandel <0 eller >3	24 219	1 045	482 918	508 182	39.4%
Realkapitalandel <0 eller >1	24 215	1 045	482 805	508 065	39.4%
Lønnsandel <0 eller >1	24 168	1 043	482 169	507 380	39.3%
Petroleums- og gruvebransjen	23 631	989	480 137	504 757	39.1%
Multiple statusskifter	22 639	632	479 667	502 938	39.0%
Alt. profitabilitetsmål	21 545	617	463 374	485 536	37.7%
Endelig utvalg	21 545	617	463 374	485 536	37.6%

5 Deskriptiv statistikk

Etter at vi har gjennomført den nødvendige rensingen av utvalget, ender vi opp med 485 536 observasjoner. Fra tabell 2 ser vi at disse er relativt jevnt fordelt over tidsperioden, selv om det er rundt 15 000 flere observasjoner de to siste årene i forhold til 2007.

Tabell 2 - Antall observasjoner per år

År	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Totalt	%
FCC	3 215	3 129	3 289	3 786	3 968	4 158	21 545	4.4%
DMNC	55	71	86	64	134	207	617	0.1%
DC	71 348	72 226	70 529	82 266	83 590	83 415	463 374	95.5%
Antall obs.	74 618	75 426	73 904	86 116	87 692	87 780	485 536	100%

Videre viser tabellen at majoriteten av observasjonene er av norske nasjonale selskap (DC). Andelen av utenlandske flernasjonale (FCC) og norske flernasjonale (DMNC) er naturlig nok lavere. Dette gjelder i særdeleshet norskeide flernasjonale selskaper, og det skyldes som nevnt utvalgsmetoden i INVUT. Vi ser derimot at antallet av norskeide flernasjonale selskaper ser ut til å øke i 2011 og 2012. Hovedforklaringen er at INVUT-rapportene til SSB nå har blitt grunnlag for «Foreign Affiliate Trade Statistics» (FATS). Det innebærer ifølge SSB at mindre selskaper med én investering i utlandet også inkluderes. Med unntak av årgangene 2011 og 2012 inkluderes nesten utelukkende de aller største norskeide flernasjonale selskapene, og det er samtidig en klar overvekt av DC i utvalget. Dette vil avgjort påvirke den deskriptive statistikken.

Tabell 3 - Deskriptiv statistikk

	Totalt					DC	DMNC	FCC	MNC
	Snitt	Std.Avvik	5%	Median	95%	Snitt	Snitt	Snitt	Snitt
SkI	2 576	89 706	-469	233	5 229	1 969	164 096	11 014	15 276
TK	76 594	5 452 663	1 048	4 171	74 078	52 329	11 499 405	271 331	583 926
SI	31 969	399 358	266	4 612	74 943	23 626	1 629 805	165 635	206 398
SkI/SI	.1141	.2491	-.1682	.0541	.6325	.1158	.0912	.0782	.0785
SkI/TK	.0968	.1621	-.1018	.0557	.4161	.0970	.0575	.0932	.0922
SkI/EK	.4230	.9355	-.4018	.2114	2.08	.4218	.2113	.4552	.44841
LG/TK	.2876	.3366	0	.1408	.9132	.2941	.2239	.1504	.1525
MA/EI	.2566	.3592	0	.0014	.9562	.2635	.0516	.1144	.1127
Alder	13.32	13.21	1	10	36	13.18	23.64	16.15	16.36
Observasjoner	485 536					463 374	617	21 545	22 162

5.1 Deskriptiv statistikk for variablene

Når vi studerer de ulike variablene fra tabell 3, finner vi blant annet at gjennomsnittet for skattbar inntekt (SkI) er 2,6 millioner for hele utvalget, men for FCC og DMNC henholdsvis 11,0 og 164,1 millioner. Det innebærer at gjennomsnittet både for norskeide og utenlandske flernasjonale selskaper er betydelige høyere enn skattbar inntekt selv i 95-persentilen for hele utvalget. Samtidig ser man at gjennomsnittlig skattbar inntekt for DMNC er nesten ti ganger større enn FCC. Til sammenlikning hadde Waardal (2013) et forholdstall nærmere 3 mellom DMNC og FCC i sin masteroppgave. Vi kommer for øvrig ikke til kommentere tallene for MNC, da MNC består av de to gruppene DMNC og FCC.

For total kapital og omsetning ser vi den samme tendensen. Både FCC og DMNC er betydelig større enn gjennomsnittet for de rent norske foretakene, og deres gjennomsnitt ligger i 95-persentilen for hele utvalget. Igjen er kun de aller største DMNC inkludert, ettersom de har et betydelig større gjennomsnitt enn FCC. Tabellraden som viser total kapital konstaterer en særlig stor forskjell mellom FCC og DMNC. Gjennomsnittlig total kapital for norskeide flernasjonale selskaper er over 11,5 milliarder, mens den er 271,3 millioner for utenlandskkontrollerte selskaper. Det kan tenkes at utenlandskkontrollerte selskaper i større grad leaser sine driftsmidler og at de dermed ender opp med en med lavere total kapital. De norske flernasjonale selskapene har utenlandsinvesteringer i balansen, noe vil trekke opp total kapitalen.

Vi studerer den avhengige variabelen i regresjonen, justert skattbar inntekt over omsetning (SkI/SI), og noterer at gjennomsnittet er omtrent dobbelt så stort som medianen for utvalget. Dette er også tilfellet for de alternative profitabilitetsmålene, justert skattbar inntekt over total kapital og egen kapital. Det ser altså ut som om noen selskaper er spesielt profitable og trekker gjennomsnittlig profitabilitet opp. I motsetning til de tidligere variablene, er det de rent norske selskapene som trekker gjennomsnittet opp for profitabilitet. Gjennomsnittlig skattbar inntekt for DC er 11.58 % og dermed 2,4 og 3,8 prosentpoeng høyere enn for henholdsvis DMNC og FCC. Ut fra økonomisk teori forventer vi flernasjonale selskaper har et høyere gjennomsnitt enn de nasjonale selskapene, på grunn av blant annet nettverkseffekter, skala- og samdriftsfordeler. Våre data er ikke i henhold til teorien, og det kan tyde på at flernasjonale selskaper, fortrinnsvis de utenlandskeide, flytter overskudd ut av Norge.

Den deskriptive statistikken for det alternative profitabilitetsmålet, justert skattbar inntekt over total kapital (SKI/TK), dokumenterer at de rent norske selskapene fortsatt har høyest gjennomsnittlig profitabilitet. Nå ser vi imidlertid at FCC og DMNC har byttet posisjon og norske flernasjonale selskaper har i gjennomsnitt lavest profitabilitet målt i forhold til total kapital. Dette skiftet kan skyldes at de norske flernasjonale har aktivert utenlandsinvesteringer i balansen, og vi kan dermed se dette i sammenheng med at de norske flernasjonale selskapene hadde en betydelig høyere gjennomsnittlig total kapital.

Det siste profitabilitetsmålet som inngår i denne utredningen er justert skattbar inntekt over egen kapital (SKI/EK). Noe overraskende er det at de utenlandske flernasjonale selskapene nå har den høyeste gjennomsnittlige profitabiliteten, mens nivået for de norske flernasjonale selskapene er omkring halvparten av de to andre gruppene.

Gjeldsandel defineres som langsiktig rentebærende gjeld over total kapital. En anelse uventet er det at norske nasjonale selskaper i gjennomsnitt har størst gjeldsandel. Dette er i samsvar med Tropina (2010), men siden gjeldsskifting er et virkemiddel de flernasjonale selskapene har til å flytte overskudd, er forventningen at de disse selskapene har høyere gjeldsandel i Norge. Denne antakelsen gjelder dersom Norge har relativt høy skattesats i forhold til sine handelspartnere. Man bør imidlertid være litt varsom med å trekke en slik konklusjon, siden man ut fra regnskapsdataene ikke kan skille mellom intern gjeld og ekstern gjeld. Likeledes er kostnaden knyttet til de ulike gjeldstypene ikke mulig å skille.

Det er de norske nasjonale selskapene som har høyest realkapitalandel. Norske flernasjonale selskaper har den laveste andelen med i underkant av 6 % av totale eiendeler. For hele utvalget er medianen i nærheten av null, mens gjennomsnittet drøye 0,25. Det er ensbetydende med at en stor andel av selskapene er registrert med null i realkapital. En forklaring er at handel og tjenesteyting, som utgjør omkring halvparten av observasjonene, er mer intensive i bruken av arbeidskraft enn kapital. Norske nasjonale selskaper har videre høyere andel realkapital enn utenlandske flernasjonale selskaper.

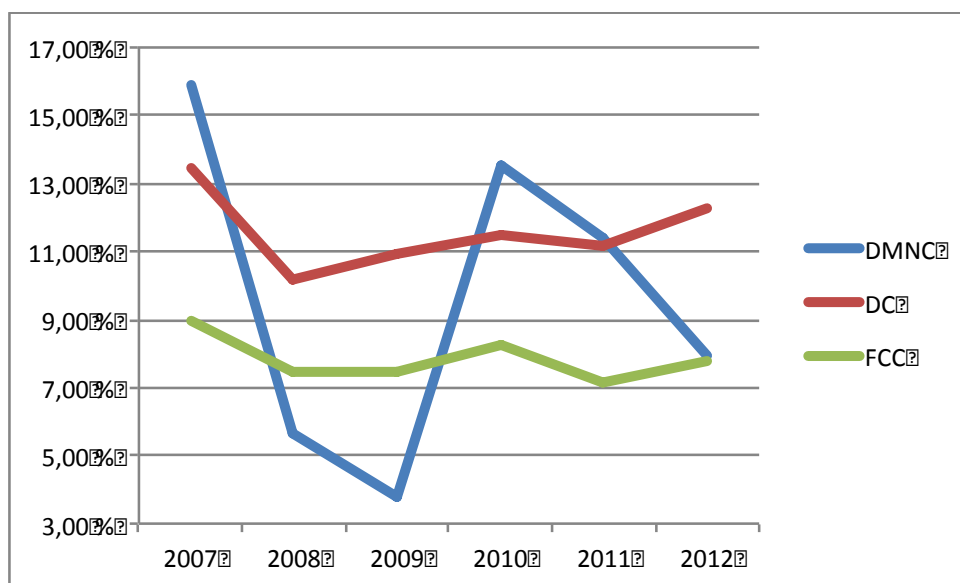
Gjennomsnittlig alder for utvalget vårt er 13,3 år. Det er rimelig å anta at det avgjøres tidlig i livssyklusen om et selskap er levedyktig eller ikke. Vi ser også her at gjennomsnittet i stor grad drives av de rent norske foretakene, som har et snittalder på 13,2 år. For de utenlandske selskapene er gjennomsnittsalder 16,2 år og for de norske flernasjonale

er den 23,6 år. DMNC sitt høye snitt skyldes sannsynligvis til dels utvalget vi har innenfor denne gruppen. Samtidig er det naturlig å forvente at selskaper ønsker en viss grad av finansiell stabilitet før de blir internasjonale, noe som trekker opp gjennomsnittsalderen for de flernasjonale selskapene.

5.2 Utvikling i gjennomsnittlig profitabilitet i perioden 2007-2012

På grunn av finanskrisen er det interessant å undersøke den gjennomsnittlige profitabiliteten for flernasjonale selskaper og norske nasjonale selskaper i utvalgsperioden. Krisen vil påvirke de flernasjonale selskapene mer enn de rent norske, fordi førstnevnte er mer eksponert for internasjonale konjunktursvingninger.

Figur 1 - Utvikling i gjennomsnittlig profitabilitet 2007 - 2012



Ut fra figur 1, ser vi at gjennomsnittlig profitabilitet i 2007 for norske flernasjonale selskaper og for rent norske selskaper ligger omtrent 6 prosentpoeng over de utenlandske flernasjonale selskapene. Det er naturlig at de norskeide flernasjonale selskapene i gjennomsnitt har høyest profitabilitet i 2007, da det er en rimelig antakelse at det er de mest lønnsomme nasjonale selskapene som ekspanderer internasjonalt og blir flernasjonale. Dette støttes fra studien til Helpman, Melitz og Yeaple (2004), som finner at det er de mest

produktive nasjonale selskapene som engasjeres i FDI. Fra 2007 til 2008 ser vi at alle tre gruppene opplever et betydelig fall i profitabilitet. Selv om finanskrisen er et eksogent sjokk som rammer alle tre gruppene, opplever de ulikt fall i profitabilitet. Størst er fallet hos norskeide flernasjonale selskaper, som går fra marginer på i underkant av 16 % ned til rundt 6 %. Denne gruppen har i 2008 lavere profitabilitet enn de utenlandskeide flernasjonale selskapene. En forklaring på fallet i lønnsomhet hos DMNC i forhold til DC er at driften er mer sensitiv overfor svingninger i den internasjonale økonomien, som ble rammet hardere enn Norge. Utenlandske flernasjonale selskaper opplever det minste fallet i profitabilitet sammenliknet med de to andre gruppene. Det kan tenkes at disse er mer solide og at de i tillegg har en mer fleksibel kostnadsstruktur som gjør de bedre rustet til å stå imot økonomiske nedgangstider. En annen mulig forklaring på den relativt flate FCC-kurven kan spores til overskuddsflytting, og at disse selskapene under finanskrisen faktisk flyttet mindre overskudd ut av Norge enn tidligere.

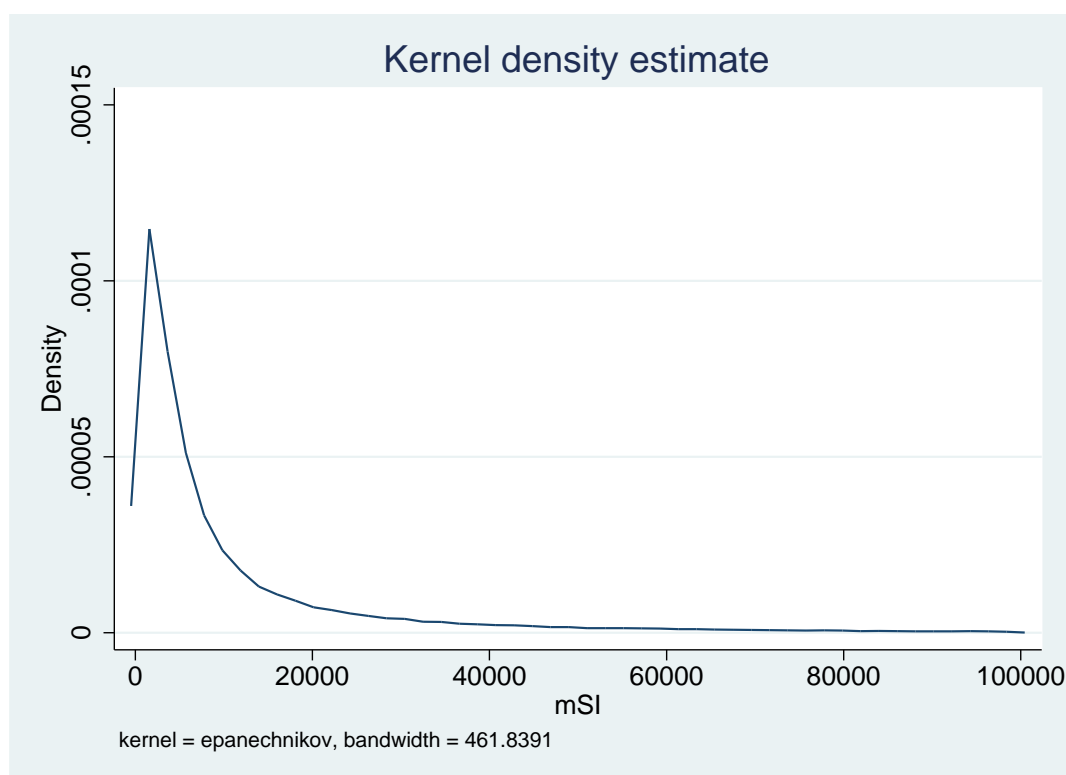
Det er noe problematisk å forklare det videre fallet i gjennomsnittlig profitabilitet fra 2008 til 2009 for de norskeide flernasjonale selskapene. For de to andre gruppene er kurvene relativt stabile. I 2010 øker den gjennomsnittlige profitabilitet i hele utvalget, men vi ser økningen tydeligst for DMNC. Den sterke variasjonen innenfor DMNC henger trolig sammen med at det at frem til og med 2010 bare var mellom 55 og 90 observasjoner per år. I 2011 opplever alle gruppene en reduksjon i gjennomsnittlig profitabilitet, men denne gangen er fallet minst for de norske nasjonale selskapene. Fra 2012 ser vi igjen at endringen i lønnsomhet hos de norskeide flernasjonale selskapene har motsatt fortegn i forhold til de andre gruppene. Det kan igjen henge sammen med at vi i 2011 og 2012 fikk inn en del mindre selskaper som er klassifisert som DMNC.

Figur 1 er spesielt interessant fordi FCC og DC følger de samme trendene og samvarierer, og det eksisterer et konstant profitabilitetsavvik mellom disse to gruppene. Mønsteret i profitabilitetsforskjeller mellom nasjonale og flernasjonale selskaper vi har sett på i denne delen, skal vi videre undersøke med regresjonsanalyser. På denne måten ser vi om profitabilitetsavviket vedvarer når vi får kontrollert for observerbar og uobserverbar heterogenitet. Dette kan gi oss indikasjoner på om sammenhengene er kausale.

5.3 Størrelse

Ved å ta høyde for størrelse og dermed blant annet samdrifts- og skalafordeler, følger vi tidligere litteratur og deler selskapene inn i salgskvintiler. Her bruker vi gjennomsnittlig salgsinntekt for å dele selskapene inn etter størrelse. Ved å benytte dette størrelsesmålet, håper vi å unngå endogenitetsproblemet som kan oppstå ved bruk av årlig salgsinntekt, ettersom denne størrelsen også inngår i den avhengige variabelen. Imidlertid er variablene for størrelse ikke nyttige i regresjoner med faste effekter, fordi det ikke vil oppstå bytter mellom de ulike kvintilene. I robusthetsanalysen forsøker vi derfor andre størrelsesmål.

Figur 2 - Tetthetsfunksjon for gjennomsnittlig salgsinntekt



I figur 2 har vi ekskludert selskaper med gjennomsnittlig salgsinntekt over 100 millioner, som tilsvarer 17 527 observasjoner. Området under grafen viser sannsynligheten for at selskapet har gjennomsnittlig salgsverdi lik verdien på x-aksen. Fra tetthetsfunksjonen kan vi da lese at de fleste observasjonene ligger fra 0 og opptil i overkant av 20 millioner.

Tabell 4 - Salgskvintiler

Salgskvintil	S1	S2	S3	S4	S5
Min	0	1 130	3 201	6 510	16 595
Max	1 130	3 200	6 510	16 593	49 457 876
Antall obs.	97 108	97 108	97 107	97 107	97 106

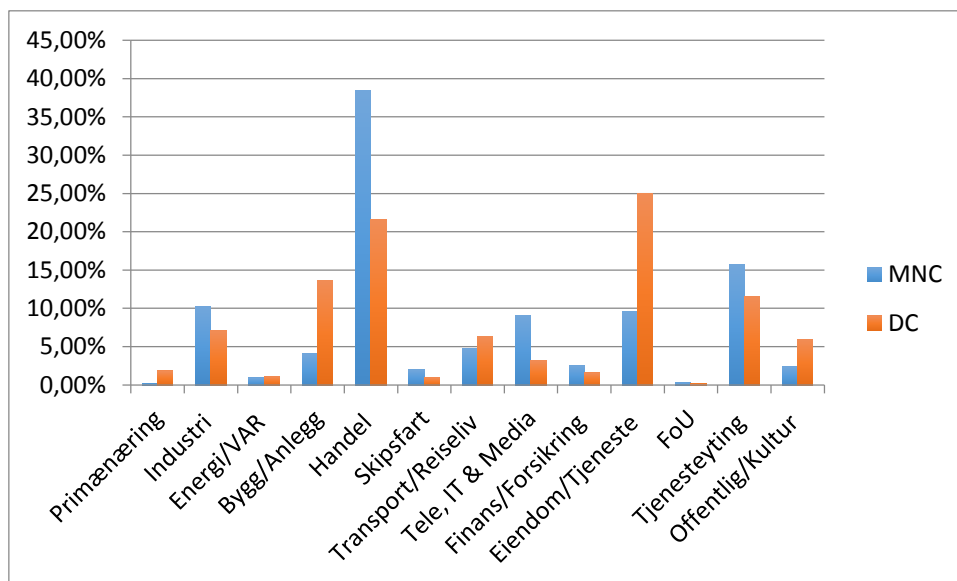
I tabell 4 ser vi inndelingen i salgskvintiler. Den siste gruppen strekker seg over et stort intervall fra 16 millioner til 49 milliarder og inneholder dermed stor spredning i typer selskaper. Det er dermed usikkert om fem salgskvintiler holder til å kunne skille godt nok for forhold som henger sammen med størrelse, slik som eventuelle skalafordeler. Vi kontrollerer for dette i robusthetsanalysen ved å introdusere flere kvantiler.

5.4 Bransjeoversikt

Det er videre interessant å se hvordan observasjonene for flernasjonale og de rent norske selskapene fordeler seg over de ulike bransjene. Vi har som nevnt totalt 485 536 observasjoner, hvor 22 162 av observasjonene er flernasjonale selskaper og 463 374 norske nasjonale selskaper.

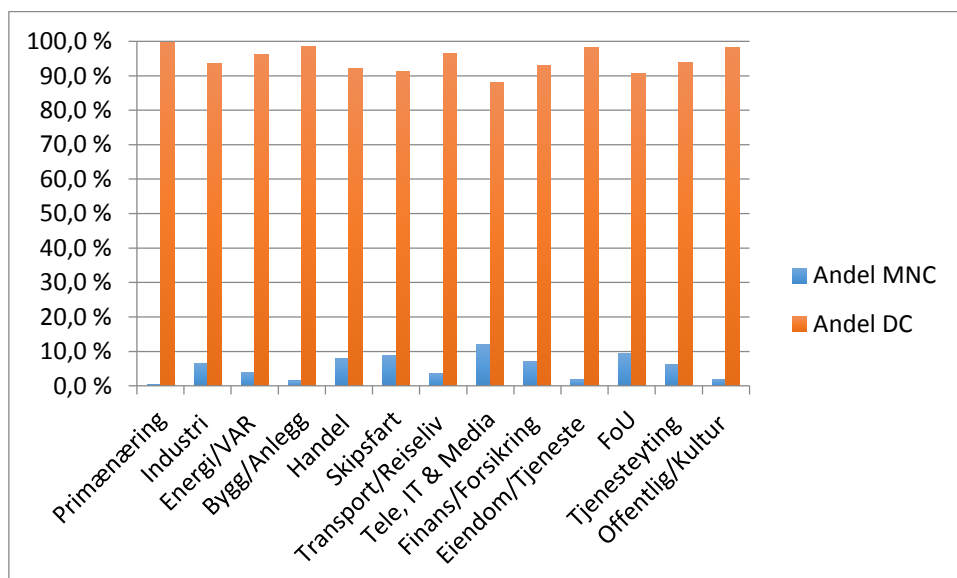
Av figur 3 leser vi at 40 % av flernasjonale selskaper er innenfor handelsnæringen. Andelen er ikke veldig overraskende, ettersom dette også er en av de største bransjene totalt sett. I alt befinner 85 % av de flernasjonale selskapene innenfor de fem største bransjene: industri, handel, tele/it/media, eiendom/tjeneste og tjenesteyting.

Figur 3 - Relativ bransjefordeling innenfor gruppene MNC og DC



Figur 4 viser andelen flernasjonale selskapene i de ulike bransje. I vårt datasett er ikke disse selskapene dominerende innenfor noen av bransjene, men det er likevel enkelte som skiller seg ut. Tele, IT & Media har en andel på 12 %, mens det i skipsfart og FoU rapporteres om 9 % flernasjonale selskaper.

Figur 4 - Fordeling mellom MNC og DC innenfor én bransje



6 Analyse av overskuddsflytting basert på forskjeller i profitabilitet mellom nasjonale og flernasjonale selskap i Norge

I forrige del undersøkte vi diverse tendenser i datasettet, som nå ligger til grunn for kommende analyse. Etter å ha diskutert metoden og underliggende antakelser, spesifiserer vi modellen og utfører egnede regresjoner.

6.1 Metode

Vår utredning baserer seg i all hovedsak på Balsvik et al. (2009), og vi tar derfor utgangspunkt i deres regresjonsmodell. Metoden er for øvrig svært lik Langli og Saudagaran (2004), men de økonometriske teknikkene som benyttes tar hensyn til at datasettet er på panelform.

Den initiale regresjonsmodellen tar utgangspunkt i Balsvik et al. (2009) sin modell for alle næringer.

$$\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MNC_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \sigma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$\pi_{i,t}$ inngår som den avhengige variabelen i regresjonen og representerer profitabiliteten for det norske foretaket i , i år t .

$MNC_{i,t}$ er en dummyvariabel som får verdien 1 dersom selskapet har utenlandske majoritetsinteresser eller selv har majoritetsinteresser utenfor Norge. Den tilhørende koeffisienten er sentral og sier noe om retningen på netto overskuddsflytting i Norge. Dersom koeffisienten er positiv, tilsier det at flernasjonale selskap har høyere profitabilitet enn nasjonale selskaper i Norge, noe som indikerer overskuddsflytting inn til landet. Ved negativ koeffisient er flernasjonale selskaper mindre lønnsomme enn nasjonale, og overskuddsflyttingen er utgående.

$X_{i,t}$ representerer kontrollvariablene i modellen og disse er gjort rede for i kapittel 4.2.3. Vi replikerer Balsvik et al. (2009) og kontrollerer for ulik gjeldsgrad basert på langsiktig gjeld over total kapital.

σ_t inkluderes i regresjonsmodellen som årsummyer, jamfør kapittel 4.2.3. Disse fanger opp effekter som varierer over tid, men er like på tvers av selskapene.

Vi starter med en regresjon etter OLS-metoden og antar at alle observasjoner er uavhengige, noe som impliserer uavhengige feilledd. Profitabiliteten for selskap $i=1$ i år t har mest sannsynlig en viss sammenheng med profitabiliteten til samme selskap i år $t+1$.

Observasjoner innad i et selskap over tid er dermed ikke fullstendig uavhengige, slik at uavhengighetsantakelsen om feilleddene er problematisk. Vi løser derimot dette ved å gruppere observasjoner etter samme selskap med cluster-funksjonen i Stata. Feilleddene representerer nå ulike tverrsnittsenheter, og konsekvensene av denne sammenkoblingen er at standardfeilen øker. Årsaken ligger i det selskapsspesifikke datasettets natur, idet for mye signifikans tilskrives de statistiske resultatene når feilleddene antas uavhengige (Wooldridge, 2003).

Fordelene med OLS-estimering på et paneldatasett er at man utnytter all variasjon mellom og innad i selskaper. Ulempene attribueres i all hovedsak til såkalt uobserverbar heterogenitet, som er vanskelig observerbare individspesifikke kjennetegn. Denne informasjonen inngår i det individspesifikke støyleddet (α_i) og kan potensielt utfordre antakelsene bak en forventningsrett estimator dersom modellen ikke forklarer eller kontrollerer for faktorer (X_{it}) som korrelerer med flernasjonal status eller andre selskapsspesifikke karakteristika (Z_i), jamfør (2). Konsekvensene er at koeffisientene fanger opp faktorene som ikke inkluderes i modellen, og man risikerer å trekke konklusjoner basert på feil grunnlag.

Slike selskapskarakteristika inkluderer bedriftskulturelle trekk mellom selskaper som påvirker profitabiliteten og i tillegg kan tenkes å korrelere med flernasjonal status. Schneider (1988) poengterer at den overordnede selskapskulturen er ment å holde den flernasjonale strukturen av enheter samlet ved å legge til rette for samstemthet og felles måloppnåelse. Videre gjør forfatteren rede for utfordringen i å dyrke integrasjon av de ulike enhetene når disse er forankret i lokale kulturer. Studiet fremhever at slike kulturforskjeller kan hindre aksept overfor og implementering av HR-praksis, som belønnings- og planleggingssystemer samt seleksjons- og sosialiseringssystemer. Dette tilsier at det inngår en kostnadskomponent for flernasjonale selskaper ved integrering av mor og datterselskap. En slik kostnadsfaktor er negativt korrelert med profitabiliteten, og vi overestimerer dermed den negative koeffisienten for flernasjonal status, dersom vi ikke kontrollerer for denne komponenten. Det er på den annen side flere selskapskarakteristika ved flernasjonale

selskaper som taler for høyere profitabilitet. Slike karakteristika kan være knyttet til ledelsesfordeler og nettverkseffekter. Om vi antar overskuddsflytting ut av landet, vil dette isolert sett trekke koeffisientene mot null.

Videre utvider vi modellspesifikasjonen i (1) og inkluderer individspesifikke kontrollvariabler og støyledd. Vi får da (2):

$$\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MNC_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \theta z_i + \alpha_i + \sigma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Vi ønsker imidlertid å kvitte oss med den uobserverbare heterogeniteten som ligger i α_i . En måte å korrigere for dette er ved transformasjon av (2),

$$(\pi_{i,t} - \bar{\pi}_i) = \beta_1 (MNC_{i,t} - \overline{MNC}_i) + \gamma (X_{i,t} - \bar{X}_i) + (\varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (3)$$

$$\text{hvor } \bar{\pi}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \pi_{i,t}.$$

I (3) løses problemet med uobserverbare selskapskarakteristika. Vi kvitter oss med de individspesifikke kontrollvariablene (z_i) samt det individspesifikke støyleddet (α_i) gjennom å subtrahere det tidsaritmetiske gjennomsnittet fra (1). Ved å benytte OLS på (3), ender vi opp med faste effekter-estimatoren². Det er særlig ett moment som er viktig å merke seg fra (3). I tolkningen av koeffisientene til variabelen for flernasjonal status i FE-regresjonen, er det kun endringer i status som fremkommer. I tabell 5 har vi oppsummert antall statusskifter for perioden.

² Hausman-testen forkaster en nullhypotese om tilfeldige foretaksspesifikke effekter, og vi forutsetter følgelig faste effekter.

Tabell 5 - Antall statusskifter (2007 – 2012)

Skift	Antall
MNC \Rightarrow DC	804
DC \Rightarrow MNC	1021
FCC \Rightarrow DCC	719
DCC \Rightarrow FCC	958
FCC \Rightarrow DMNC	8
DMNC \Rightarrow FCC	21
DC \Rightarrow FCC	937
FCC \Rightarrow DC	711
DC \Rightarrow DMNC	84
DMNC \Rightarrow DC	93
<i>N</i>	485 536

6.2 Underliggende antakelser

Det er naturlig å forvente en endring i koeffisientene ved bruk av faste effekter relativt til OLS, forårsaket av utelatte variabler som medfører skjevhet i OLS-estimatoren. Når vi tolker disse koeffisientene, er det likevel andre årsaker enn overskuddsflytting som kan forklare resultatene. Negative forskjeller kan attribueres til at de minst profitable selskapene blir kjøpt opp, potensielt for restrukturering. Er differansen positiv, kan det tilskrives at selskapene som kjøpes opp har et konkurransefortrinn. Det er mulig å tenke seg et scenario hvor vi kontrollerer for alle mulige effekter slik at vi inkluderer alle utelatte variabler i modellen. Det er derimot lite tjenlig i praksis, ettersom det er vanskelig å finne gode variabler som måler disse effektene. En annen årsak er at variansen i modellen øker når vi inkluderer flere variabler, noe som er ensbetydende med at presisjonen svekkes. Grunnet utelatte variabler er det derfor på generell basis naturlig å vise mer aktsomhet overfor resultatene fra OLS-regresjoner og tilsvarende ha størst tiltro til slutningene som trekkes fra FE.

Videre skal vi mer inngående se på resultater fra liknende studier, men som har utgangspunkt i ulike ytelsesmål som avhengig variabel. Årsaken er at profitabilitet produktivitet og lønnsomhet teoretisk sett skal reflektere hverandre. Produktivitet er i all hovedsak et forventningsrett mål på verdiskaping, mens profitabilitet er en regnskapsstørrelse som av natur er utsatt for manipulativ påvirkning. Generelt er produktivitet en selskaps-spesifikk effekt som ekskluderes i fast effekt-spesifikasjonen, men

ikke endringer i produktivitet ved statusskifter. Videre vet vi med stor sikkerhet at selskaper i høyskattland som blir kjøpt opp av utenlandske investorer rapporterer om en negativ profitabilitetsdifferanse i forhold til nasjonale motparter. Dersom vi vet at produktiviteten går opp, men lønnsomheten ned, styrkes hypotesen om overskuddsflytting.

Piscitello og Rabbiosi (2005) tar utgangspunkt i et utvalg av nasjonale og utenlandske oppkjøp av italienske selskaper i årene 1994-1997 og undersøker effekten på arbeidskraftproduktiviteten i datter. Den avhengige variabelen er et mål på verdiskaping per enhet arbeidsinnsats. Studien er interessant, idet den ikke utelukkende ser på produktivetsendringer i datter som følge av det utenlandske oppkjøpet, men også skiller mellom utenlandske og nasjonale oppkjøp. Piscitello og Rabbiosi (2005) finner, til forskjell fra den innledende antakelsen, at målselskapet blir mer produktivt etter å ha blitt flernasjonalt. Forfatterne nevner tilgang til internasjonale nettverk og overføring av eierskapsfordeler fra mor til datter som årsaker til resultatene.

Balsvik og Haller (2010) har gjort liknende studier på norske data og undersøker effekten på ulike ytelsesmål av utenlandske og nasjonale oppkjøp av norske selskaper. Resultatene viser at nasjonale investorer kjøper opp middels store og middels profitable selskaper, mens utenlandske kjøpere velger store, mer produktive selskaper med høy lønnsandel. En undersøkelse av effektene i etterkant av oppkjøpene viser at selskapene med nye utenlandske eiere yter bedre i form av økt arbeidskraftproduktivitet og lønn.

En av de nyeste tyske studiene av Gelübcke (2013) ser på samme måte som Balsvik og Haller (2009) forskjeller i ulike ytelsesmål, men det presiseres at dette er en tverrsnittstudie som ser på forskjeller mellom gruppene og ikke statusendringer. Studien er likevel interessant for sammenlikning fordi resultatene er konsistente med slutningene som trekkes på norske og italienske data om produktivetsendringer. Forfatteren finner signifikante positive forskjeller i arbeidskraftproduktivitet, FoU-intensitet og lønn i gruppen av utenlandskkontrollerte selskap, men ingen signifikante endringer ved bruk av profitabilitet som forklaringsvariabel.

Oppsummert viser disse studiene positive forskjeller i produktivitet mellom flernasjonale og nasjonale selskaper. Resultatet er kanskje ikke så overraskende, men det interessante er at produktivitet og lønnsomhet ikke korresponderer med hverandre. Det naturlig å forvente flernasjonale selskaper i høyskattland har incentiver til å flytte profitt ut. I den tyske studien

er nemlig profitabilitetsforskjellen null, mens produktivetsforskjellen er positiv. Dette strider mot den innledende antakelsen og styrker hypotesen om overskuddsflytting. Implikasjonene for vår utredning er potensiell underestimering av koeffisientene for flernasjonalt status, ettersom økningen i produktivitet feilaktig reflekteres i disse koeffisientene. Det bemerkes at lønnsforskjellene i to av disse studiene også var positive, slik at profitabiliteten reduseres. Det er likevel urimelig at lønnen øker mer enn produktivetsøkningen tilsier, slik at forklaringen fortsatt er gyldig.³

³ Denne sammenhengen kan tyde på at lønn kan fungere som en proxyvariabel for produktivitet. Av tidligere studier på norske data er det riktignok bare Tropina (2010) som inkluderer lønn som forklaringsvariabel, skalert med totale driftskostnader. Problemet er at overskuddsflytting kan reflekteres i nevneren for flernasjonale selskaper, og variabelen fanger ikke opp den rene lønnsøkningen. Vi finner det således ikke hensiktsmessig å benytte en liknende variabel.

6.3 Hovedresultater

Tabell 6 - Hovedregresjoner

	(1) POLS	(2) FE	(3) POLS	(4) FE	(5) POLS	(6) FE
MNC	-0.0220*** (0.0021)	-0.0173*** (0.0045)			-0.0373*** (0.0022)	-0.0166*** (0.0045)
FCC			-0.0230*** (0.0021)	-0.0171*** (0.0046)		
DMNC			0.0116 (0.0166)	-0.0186 (0.0155)		
LG/TK	-0.2407*** (0.0026)	-0.1565*** (0.0036)	-0.2407*** (0.0026)	-0.1565*** (0.0036)		
MA/EI	0.0161*** (0.0031)	-0.1019*** (0.0050)	0.0162*** (0.0031)	-0.1019*** (0.0050)		
Alder 2	0.0162*** (0.0012)	0.0083*** (0.0013)	0.0162*** (0.0012)	0.0083*** (0.0013)		
Alder 3	0.0275*** (0.0013)	0.0058** (0.0020)	0.0275*** (0.0013)	0.0058** (0.0020)		
Alder 4	0.0413*** (0.0016)	0.0007 (0.0028)	0.0413*** (0.0016)	0.0007 (0.0028)		
Salg 2	0.0039 (0.0024)		0.0039 (0.0024)			
Salg 3	-0.0412*** (0.0025)		-0.0412*** (0.0025)			
Salg 4	-0.0522*** (0.0025)		-0.0522*** (0.0025)			
Salg 5	-0.0614*** (0.0025)		-0.0615*** (0.0025)			
Year eff.	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
Industry eff.	Yes	No	Yes	No	No	No
<i>N</i>	485536	485536	485536	485536	485536	485536
adj. <i>R</i> ²	0.180	0.028	0.180	0.028	0.001	0.000

Robust standard errors in parentheses, also corrected for clustering within firms

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

I tabell 6 fremgår resultatene av de gjennomførte regresjonene. Utvalget består av 485 536 observasjoner og inkluderer 617 norske flernasjonale selskaper, 21 545 utenlandskkontrollerte flernasjonale selskaper og 463 374 norske nasjonale selskaper.

Vi sammenlikner våre resultater med Balsvik et al. (2009) sin modell inklusive alle næringer, hvis resultater gjengis i deres tabell 11. Ettersom gjeldsskifting er kontrollert for gjennom gjeldsandelen, skyldes eventuell overskuddsflytting internprismanipulasjon. Kolonne 1 og 2 sammenlikner norske nasjonale selskaper med flernasjonale selskaper, ved bruk av henholdsvis OLS- og FE-estimering. Dummyen for flernasjonal status, MNC, aktiveres og får verdien 1 dersom selskapet er registrert som flernasjonalt. Den tilhørende koeffisienten angir endringen i profitabilitet dersom denne betingelsen blir oppfylt. I kolonne 3 og 4 separeres de flernasjonale selskapene i norskkontrollerte og utenlandskkontrollerte, hvilket kommer til uttrykk i regresjonen i form av de to dummyene, DMNC og FCC. Siste kolonnene, 5 og 6, i tabellen viser den ubetingede forskjellen (ingen kontrollvariabler) i profitabilitet. Disse regresjonene danner et utgangspunkt for videre undersøkelser, ettersom de gir initiale indikasjoner på overskuddsflytting i utvalget. Vi kommenterer ikke koeffisientene videre, men registrerer forventede negative signifikante resultater i begge kolonnene.

I motsetning til for eksempel Balsvik et al. (2009), inkluderer vi ikke en egen regresjon med FCC som eneste statusvariabel. Årsaken skyldes at norske flernasjonale selskaper, som befinner seg i kontrollgruppen, per definisjon også har mulighet til å flytte overskudd. Konsekvensene av å ikke kunne skille disse gruppene fullstendig, er at koeffisientene i hovedregresjonen går mot null.

De innledende regresjonsresultatene til Balsvik et al. (2009) viser en negativ profitabilitetsdifferanse ved flernasjonal status på 3,16 prosentpoeng med OLS-estimering. Vårt utvalg resulterer i en tilsvarende negativ differanse på 2,20 prosentpoeng. Øverst i tabell 11, kolonne 2, presenteres resultatene fra regresjonen med faste foretaksspesifikke effekter, som viser at nasjonale selskaper som blir flernasjonale, opplever et lønnsomhetsfall på 2,14 prosentpoeng. Våre koeffisienter opplever en noe mindre nedgang og viser at flernasjonale statusskifter er forbundet med 1,73 prosentpoeng lavere profitabilitet. Vi ser et svakere fall i koeffisienter ved overgang fra OLS til FE-estimering. Det skyldes at de negative faste uobserverbare selskapsfaktorer i vårt utvalg ikke virker like reduserende på profitabiliteten som i Balsvik et al. (2009).

Vi tar også utgangspunkt i gjennomsnittlig profitabilitet for norske nasjonale selskap på 11,58 %, for å vurdere størrelsen på overskuddsflyttingen. OLS-koeffisienten på 2,20 prosentpoeng skalert med gjennomsnittlig profitabilitet gir 19 %. Dersom profitabilitetsforskjellen skyldes overskuddsflytting, er tolkningen at 19 % av sammenliknbare norske nasjonale selskaper flyttes ut av flernasjonale. Tilsvarende beregning og tolkning etter å ha korrigert for faste effekter, tilsier at nasjonale selskaper flytter ut 15 % av overskuddet i år de er flernasjonale.

I kolonnene 1 og 2 er resultatene entydige, og nullhypotesen om ingen forskjell i betinget profitabilitet mellom nasjonale og flernasjonale selskaper, kan forkastes på 1 % signifikansnivå. Koeffisientene er negative, og de kan tyde på at flernasjonale selskaper netto flytter overskudd ut av Norge. En bør riktignok vise grader av varsomhet i denne tolkningen, på grunn av karakteristikaene til den indirekte metoden. Det kan tenkes flere uobserverbare faktorer, som kan forklare den negative differansen i profittmargin. For eksempel kan manglende kjennskap til norske forhold, det være seg politiske, kulturelle og økonomiske, utfordre driften og representere en kostnad ved flernasjonal status (Hymer, 1976). I tillegg er det sannsynlig at en større andel utenlandske oppkjøp av norske selskaper består av investorer med den hensikt å restrukturere haltende virksomheter med forbedringspotensial.

I kolonne 3 separeres så definisjonen for flernasjonal status i FCC og DMNC. Balsvik et al. (2009) rapporterer om en profitabilitetsdifferanse på 3,93 prosentpoeng for FCC og med OLS-estimering, mens tilsvarende koeffisient fra vår tabell viser 2,30. I samme kolonne leser vi at selskaper med status som norskeid flernasjonal, ifølge begge studiene, ikke er mindre profitable enn norske nasjonale selskap. Tvert imot er tendensen positiv, med 0,51 og 1,16 prosentpoengs differanse for henholdsvis Balsvik et al. (2009) og egne undersøkelser. Overskuddsflyttingen skifter altså retning, og disse resultatene tyder på at norskeide flernasjonale selskaper flytter overskudd inn til Norge; koeffisientene er imidlertid ikke signifikante. Den positive tendensen er i tråd med teori om internasjonalisering, hvor det er selskap med konkurransefortrinn, og dermed profitabilitetsfortrinn, som ekspanderer utenlands.

I fast effekt-regresjonen svekkes koeffisienten for utenlandskeide flernasjonale selskap, og den negative endringen i profittmargin forbundet med utenlandsk oppkjøp er 2,38

prosentpoeng i Balsvik et al. (2009). Våre resultater viser en negativ differanse på 1,86 prosentpoeng ved overgang til utenlandsk eierskap, jamfør kolonne 4. Vi ser altså igjen tendenser til at overskuddet flyttes ut av Norge. For norskeide flernasjonale selskap divergerer imidlertid signifikansen. Balsvik et al. (2009) rapporterer om en negativ koeffisient på 1,69 prosentpoeng, og våre undersøkelser viser samme retning, men manglende signifikans.

Resultatene for de norskeide flernasjonale er noe sprikende. Dette kan henge sammen med at disse selskapene har rollen som mor og hovedkontor for konsernet. Studien til Dischinger, Knoll og Riedel (2014) har undersøkt profitabiliteten i morselskapet og sammenliknet med utenlandske datterselskaper. Funnene deres tyder på en skjevhet i favør morselskapene, og at de dermed har en spesiell rolle i det flernasjonale konsernet som gjør at man ikke entydig kan studere overskuddsflytting ved skattedifferanser. Resultatene er også i tråd med teori om agentkostnader og moralsk hasard. Samtidig kan det tenkes at eierne ønsker en signaleffekt overfor kreditorer i form av at morsselskapet fremstår som mer solid.

Oppsummert indikerer resultatene at norske nasjonale selskaper som kjøpes opp av utlandet, rapporterer om lavere profitabilitet, enten fordi det er mindre profitable selskaper som kjøpes opp eller fordi de engasjeres i aktiviteter relatert til overskuddsflytting. Andre mulige forklaringer attribueres til kostnadsulemper ved manglende kjennskap til lokale forhold samt formål om restrukturering av mer risikable selskaper med lav profitabilitet. Resultatene for norske flernasjonale selskaper er verken entydige eller signifikante, men disse funnene kan skyldes skjevheter i favør morselskaper.

I all hovedsak er resultatene våre konsistente med Balsvik et al. (2009) sine funn, men viser en gjennomgående svakere tendens. Dette kan skyldes flere forhold. For det første inkluderer vårt datasett INVUT og ikke Utenlandsoppgaven. Det medfører at vi underrapporterer det virkelige antallet norske flernasjonale selskaper. Konsekvensene av dette diskuteres mer inngående i kapittel 4.1.2 og er at estimatorene trekkes mot null. Tidsserien vår omslutter dessuten finanskrisen samt få årganger før og etter. I en periode hvor de best tilpassede selskapene overlever, kan det tenkes at flernasjonale selskaper var mindre intensive i aktiviteter relatert til overskuddsflytting, fordi omstillinger ble prioritert. Årsdummyene fanger nok opp mye av denne effekten, men ringvirkninger vedvarer, og våre

årganger strekker seg kun få år etter krisen. Implikasjonene av at færre flernasjonale selskaper flytter overskudd, er at koeffisientene går mot null.

Det er rimelig å anta at norske selskaper med høyest profitabilitet og gode muligheter først engasjeres i aktiviteter relatert til overskuddsflytting. Følgelig er dette selskapene som først ekspanderer internasjonalt eller blir kjøpt opp av utenlandske investorer. Det impliserer et potensielt stort fall i profitabiliteten i selskapene når de blir flernasjonale og flytter ut overskudd ut av landet. Flere av skiftene fra norsk til flernasjonal status har altså funnet sted på et tidligere tidspunkt enn vår tidsserie og vil ikke reflekteres i koeffisienten for faste effekter. Konsekvensene er at vi fanger opp moderat og mindre profitable selskaper som skifter status og ikke opplever et like kraftig fall i profitabiliteten, slik at FE-koeffisienten trekkes mot null.

Den svakere koeffisientene kan også skyldes at flernasjonale selskaper i de senere årene ikke driver aktiv overskuddsflytting i like stor grad som tidligere på grunn av økt fokus på emnet fra internasjonale organisasjoner og media. Dette er ensbetydende med at mulighetene for overskuddsflytting potensielt er redusert. I de senere år har media med økende trykk viet overskrifter til selskaper som Google, Starbucks og Amazon, på grunnlag av svært lave skattebetalinger (BBC, 2012). Medias avsløringer kan tenkes å ha en preventiv effekt overfor andre flernasjonale selskaper, aktivt engasjert i overskuddsflytting, som frykter for omdømmet. I innledningen trekkes OECD frem for deres forsøk på å integrere mer enhetlige retningslinjer for internprising, noe som på den ene siden forhindrer dobbel skattlegging for selskap, men også retter fokus mot armlengdetransaksjoner, skatteerosjon og overskuddsflytting. I Norge har Skatteetaten intensivert jakten på selskaper som strategisk flytter overskudd ut av landet. I 2008 gjennomgikk Skatteetaten en omfattende reorganisering som skulle styrke kontrollen av skatteunndragelser og etterlevelse av regelverk. Med utgangspunkt Transfer Pricing Årsrapport fra 2012, har Skattetaten økt ressursbruken i antall årsverk med 40 % fra 2010 til 2012 (Skattedirektoratet, 2013), for å forhindre skatteunndragelse via internprismanipulasjon.

Mulighetene er altså trolig reduserte, men dersom vi undersøker endringene i incentivene flernasjonale selskaper har for å drive overskuddsflytting, er situasjonen en annen.

Incentivene kan spores til relative skattesatser mellom de ulike enhetene i konsernet, og øker med forskjeller i skattesats. Balsvik et al. (2009) benytter data fra 1992-2005, hvor

Norge hadde en konstant sats på 28 % over hele perioden. Denne var ikke spesielt høy i europeisk sammenheng og var den faktisk laveste blant Norges nærmeste handelspartnere.⁴ Når vi undersøker de samme skattesatsene for våre årganger (2007-2012) har samtlige av disse landene senket selskapsskatten, mens Norges sats fortsatt ligger konstant på 28 % (Tax Foundation, 2013). Skattesystemet blir således relativt mindre konkurransedyktig overfor flernasjonale selskapers skattetilpasninger. Ifølge teorien forventer man at nivået på overskuddsflyttingen ut av Norge, og følgelig absoluttverdien av våre koeffisienter, øker i forhold til Balsvik et al. (2009) sine resultater.

Med utgangspunkt i vår modellspesifikasjon, finner vi tydelige tendenser på at det foregår overskuddsflytting ut av Norge via internprismanipulasjon. Effekten er noe svakere enn i den foregående studien, og det er flere faktorer som kan forklare forskjellene. Forhold som sammenblanding av kontroll- og behandlingsgrupper for norske flernasjonale selskaper og reduserte muligheter til overskuddsflytting, trekker isolert sett koeffisientene mot null og forklarer forskjellene. På den annen side har incentivene økt med relativ nedgang i norsk skattesats, og dette taler for høyere absoluttverdi på koeffisientene, ceteris paribus. Ettersom totaleffekten likevel er svekkede koeffisienter, kan det tyde på at media, skattemyndigheter og organisasjoner sitt arbeid har skapt en viss presedens for å følge lovlig praksis.

6.4 Kontrollvariabler

Retningen på effekten av kontrollvariablene er overveiende i henhold til forventningene. Vi benytter igjen Balsvik et al. (2009) sine resultater til sammenlikning, men forfatterne har ikke inkludert kontrollvariabler i tabell 11, og derfor tar vi utgangspunkt i deres tabell 7, kolonne 4 og 6, for henholdsvis OLS- og FE-resultater. Det presiseres at kolonne 4 kontrollerer for bransjeeffekter, men analysen sammenlikner utelukkende profitabilitetsforskjeller mellom norske og flernasjonale selskaper innen industri, detaljhandel og engroshandel. Disse næringene utgjør likevel en stor andel av deres opprinnelige utvalg, og det er således rimelig å forvente at retningen og styrken på koeffisientene til kontrollvariablene ikke endres

⁴ Blant Norges nærmeste handelspartnere regnes Tyskland, Sverige og Storbritannia (Bolghaug, 2012).

betydelig. Vi legger modellspesifikasjonene fra kolonne 1 og 2 til grunn i sammenlikningene, altså med MNC som dummy for flernasjonalt status.

Studerer vi kontrollvariabelen for gjeld, den langsiktige gjeldsandelen, er fortegnet negativt og tydelig signifikant, i overensstemmelse med Balsvik et al. (2009) sine funn. Dette er i henhold til antakelsene og skyldes naturlig nok at selskaper med høy gjeldsandel også rammes av høyere rentekostnader, noe som reduserer profitabiliteten. Styrken på koeffisienten er imidlertid svakere enn våre resultater fra begge kolonnene. Med unntak av forskjellene i utvalget, kan dette skyldes et generelt høyere gjeldsnivå for årene i forkant av og etter finanskrisen. Det er også mulig at de ustabile økonomiske forholdene har økt risikopremien på lån, slik at rentekostnaden isolert sett samtidig er høyere.

Retningen på koeffisienten for realkapitalandelen spriker med ulike estimeringsteknikker og inngår med signifikant positivt fortegn med OLS-estimering, men blir negativ og betydelig mer robust når vi kontrollerer for faste effekter. Resultatet indikerer at koeffisienten i kolonne 1 lider av et utelatt variabel-problem og således fanger opp faste foretaksspesifikke effekter. Balsvik et al. (2009) opplever et kvalitativt konsistent skift, men den initiale positive effekten er sterkere enn den endelige negative i deres kolonne 6. En fornuftig forklaring på tendensen er at selskaper med høy realkapitalandel kunne realisere mer lønnsomme investeringsmuligheter i fortiden (Balsvik et al., 2009). En redegjørelse på den negative koeffisienten fra FE-estimeringen kan trolig attribueres avskrivningsteorien, blant annet fordi avskrivninger representerer en tydelig kobling mellom realkapital og lønnsomhet.

Observasjonene domineres klart av norske nasjonale selskaper, i tillegg til at disse selskapene i gjennomsnitt har høyest realkapitalandel. Lineære avskrivninger er dominerende regnskapspraksis i norske selskaper og kjennetegnes ved at de kun er korrekt tilpasset kontantstrømmen når denne faller med internrenten multiplisert med den lineære avskrivningen. En slik betingelse oppfylles bare unntaksvis og fører som oftest til undervurdering av resultat og rentabilitet i tidlige faser av investeringen. Koeffisienten for realkapitalandel forteller oss at selskaper i år med mye realkapital har lavere rentabilitet. Årsaken til økningen i realkapital i disse årene, skyldes etter alt å dømme nylig gjennomførte investeringer. På grunn av norsk avskrivningspraksis, er det altså i nyinvesteringsfasene nærliggende å forvente negative utslag på denne koeffisienten. En forsterkende faktor er definisjonen på lønnsomhetsmålet vårt, som i hovedsak består av resultatposter. Dersom vi

hadde skalert skattbar inntekt med fortrinnsvis total kapital, ville økningen i investeringer og realkapital økt nevner, og antakelig dempet den relative negative effekten av økt realkapital på lønnsomhet.

Alderskontrollene er i henhold til antakelsen om at eldre selskaper er mer profitable, ettersom det er de mest profitable selskapene som overlever. Vi ser likevel en fallende tendens i koeffisienten for den eldste gruppen i FE-regresjonen. En mulig forklaring er at majoriteten av de eldre selskapene har kommet i en modningsfase og konvergerer mot en «steady state»- eller likevektstilstand.

Koeffisientene til årskontrollene inkluderes ikke i tabellen, men finanskrisen etterlater et markant lønnsomhetsfall for samtlige år, i forhold til referanseåret 2007. Dummyen for år 2012 tyder imidlertid på bedring, men profitabilitetsforskjellen er fortsatt signifikant negativ med henblikk til året før krisen ble utløst.

I vår modellspesifikasjon benyttes et annerledes størrelsesmål enn Balsvik et al. (2009), som har kvintiler basert på årlig salgsinntekt. Vi har definert disse etter gjennomsnittlig salgsinntekt, og det medfører at størrelseskontrollene fjernes i FE-regresjonen. Disse problemstillingene utdypes i robusthetsanalysen. Når vi analyserer kontrollvariabelen, er trenden at større selskap er mindre profitable. Dette er teoretisk motstridende, da man forventer at skalafordeler, samdriftsfordeler og læringseffekter reduserer gjennomsnittskostnaden og øker lønnsomheten. Andrekvintilen dreier imidlertid i positiv retning, selv om den ikke er signifikant.

6.5 Bransjeresultater

I denne delen av analysen skiller vi ut bransjene i egne regresjoner. Gjennom å separere bransjene på denne måten, er det mulig å undersøke profitabilitetsdifferanser ved flernasjonal status på mer homogene utvalg. På denne måten kan vi uttale oss bransjespesifikt om den negative tendensen fra resultatene i det samlede utvalget. For øvrig inkluderes samme kontrollvariabler som tidligere, og vi benytter tresifrede bransjekoder i OLS for å fange opp interne effekter. Videre defineres tretten bransjekategorier, mens olje-, gass- og gruvevirksomhet ekskluderes av samme årsaker som presentert i kapittel 4.3.

En potensiell feilkilde med denne undersøkelsen er at avgrensninger gjort på hele utvalget for å skille ut ekstreme observasjoner, ikke er bransjerelative, men aggregerte. Et eksempel på mulige konsekvensene er overestimering av koeffisientene i bransjer hvor ekstreme observasjoner ikke hensiktsmessig skilles ut.

Vi starter med å se på bransjene som har fokus i tidligere litteratur, blant andre Langli og Saudagaran (2004) samt Balsvik et al. (2009). Disse studiene utforsker industri, detaljhandel og engrosvirksomhet, som for oss representerer bransjesifrene 3 og 6, respektivt industri og handel. Vi ser hovedsakelig resultatene våre med henblikk på funnene til Balsvik et al. (2009), på grunn av mer robuste paneldatamodeller og klassifiseringer. Industribransjen, som er en av de største bransjene og består av relativt mange flernasjonale selskap, rapporterer om svakt signifikante (10 %) negative koeffisienter for behandlingsgruppen i OLS-regresjonen. Signifikansen sviner likevel når spesifikasjonen ekskluderer faste foretaksspesifikke effekter. Dette er konsistent med funnene til Balsvik et al. (2009) og perioden 1993-2005. Resultatene for handelsnæringen er i all hovedsak sammenfallende med resultatene for hele utvalget, foruten fortegnet på endringen i koeffisientverdier ved overgang til FE-estimering, hvor faste foretaksspesifikke effekter med negativ innvirkning på lønnsomheten i handelsnæringen ekskluderes, altså øker absoluttverdien. Dette kan for eksempel skyldes kostnader i forbindelse med logistikk og pleie av leverandørforhold på tvers av landegrenser både for detaljhandlere og grossister, relativt til å ha én nasjonal leverandør å forholde seg til. Med Norge som eksempel, kan det videre være problematisk med standardisering av produkter for utenlandske tilbydere, og konkurranseforholdene kan være utfordrende; Lidl er et godt eksempel fra matvarebransjen (Eide, 2010). Det er ikke mulig å sammenlikne resultatene direkte med Balsvik et al. (2009) her, ettersom studien skiller mellom detaljhandel og engrosvirksomhet. Et vektet snitt av andelen flernasjonale selskaper i disse to næringene multiplisert med tilhørende koeffisienter, indikerer samsvar med koeffisientene våre i handelsnæringen.

Tabell 7 - Regresjoner fra hver bransje

	Primærnæring		Industri		Energi/VAR		Bygg/Anlegg		Handel		Skipsfart		Transport/Reise	
	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE
MNC	0.040 (0.043)	-0.010 (0.123)	-0.009 (0.005)	-0.009 (0.009)	-0.044 (0.026)	-0.100* (0.041)	-0.034*** (0.007)	-0.011 (0.014)	-0.014*** (0.002)	-0.018** (0.006)	-0.044* (0.017)	-0.072 (0.048)	-0.034*** (0.007)	-0.028 (0.016)
Ind.eff	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	8446	8446	34839	34839	5401	5401	64247	64247	108431	108431	4955	4955	30583	30583
adj. <i>R</i> ²	0.091	0.037	0.082	0.039	0.135	0.047	0.077	0.032	0.081	0.018	0.057	0.038	0.085	0.033

	Tele/IT/Media		Finans/Forsikring		Eiendom/Tjenesteyting		FoU		Tjenesteyting		Offentlig/Kultur	
	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE
MNC	-0.021** (0.007)	-0.009 (0.013)	-0.012 (0.022)	-0.044 (0.036)	-0.026* (0.011)	-0.008 (0.019)	0.081 (0.050)	-0.023 (0.031)	-0.026*** (0.005)	-0.008 (0.011)	0.004 (0.012)	0.011 (0.013)
Ind.eff	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	16829	16829	7845	7845	118068	118068	740	740	57021	57021	28131	28131
adj. <i>R</i> ²	0.085	0.014	0.173	0.031	0.161	0.050	0.101	0.024	0.129	0.016	0.231	0.018

All control variables included, but not reported

Robust standard errors in parentheses, also corrected for clustering within firms

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

Skipsfartsnæringen og Energibransjen utpeker seg i tabellen med svært negative profitabilitetsdifferanser. Signifikansen er noe varierende, men samtlige t-verdier ligger alltid over eller rett i underkant av 10 % signifikansnivå. En av årsakene til det betydelige avviket fra det samlede utvalget, for skipsfartsnæringens vedkommende, kan skyldes det liberale regelverket for skipsregistrering, såkalt «flags of convenience». Denne tradisjonen gjør det mulig for flernasjonale selskaper å notere skipsflåten i andre land enn eierstaten, inkludert skatteparadiser. Denne praksisen aktiverer flere fordeler som ettergivende sikkerhetsstandarder, billig arbeidskraft, tilslørende transparens og lav eller fraværende beskatning (Matlin, 1990). Utnyttelse av de to førstnevnte fordelene, trekker isolert sett koeffisientene for flernasjonal status i positiv retning, men slik atferd er trolig mer synlig og påviselig fra et juridisk-økonomisk ståsted. Overskuddsflytting fremstår dermed som en mer sannsynlig pådriver for å øke lønnsomheten, og koeffisientene trekker i negativ retning. Fra kontrollvariablene, som ikke inkluderes i tabellen, ser vi av tidsdummyene at skipsfartindustrien ble rammet spesielt hardt av finanskrisen. Kombinasjonen av rekordlave oljepriser og lav etterspørsel reduserte tankratene kraftig fra høsten 2008 (Solbakken, 2011). Selskaper med tung eksponering i spotmarkedet sett i lys av bransjens sykliske natur, trekker koeffisientene til tidskontrollene i stadig negativ retning.

Forklaringene på de iøynefallende negative koeffisientene i energibransjen er potensielt flere. I Norge har myndighetene fått kritikk for at fornybarinvesteringer er underlagt dårligere vilkår for avskrivning enn Sverige og at reglene er konkurransevridende (Energi Norge, 2012). For flernasjonale selskaper med tilknytning til Sverige, er det mer gunstig å flytte investeringene til Sverige, på bekostning av alternative prosjekter i den norske delen av konsernet. Forklaringen styrkes potensielt ytterligere, idet koeffisienten for andelen materielle eiendeler (ikke vist i tabellen) går fra å være positiv til signifikant negativ, med høy effekt, når vi korrigerer for foretaksspesifikke faste effekter. Antakelsen er som tidligere at selskaper med høy andel materielle eiendeler har hatt bedre investeringsmuligheter i fortiden, noe som i dag korrelerer positivt med lønnsomheten. Når vi korrigerer for slike selskapsspesifikke effekter, fanger variabelen for materialitet trolig opp de ugunstige norske avskrivningsreglene. Den betydelig negative endringen i koeffisienten for flernasjonal status, ved overgang til FE-spesifisering, kan skyldes infrastrukturkostnader i overgangsåret for selskaper som blir flernasjonale.

Flernasjonale selskaper som driver innenfor FoU antas å ha sterke incentiver til overskuddsflytting, på grunn av bransjekapitalens immaterielle substans. Den problematiserer objektiv verdsetting og øker tilsvarende muligheten for fordelaktige subjektive vurderinger av armlengdepris. I vårt datagrunnlag består bransjen av en relativt høy andel flernasjonale selskap, men er samtidig den minste i utvalget målt etter antall observasjoner. Koeffisientene er svært tvetydige avhengig av estimeringsmetode, og med OLS er flernasjonale FoU-selskap 8,1 prosentpoeng mer profitable enn tilsvarende norske og nesten signifikante på 10 %-nivå. I FE-regresjonen er koeffisienten for flernasjonal status svak, og retningen blir negativ. Resultatene forstyrres avgjort av foretaksspesifikke forhold, hvis effekt styrkes grunnet det lille utvalget. Det er imidlertid andre bransjekarakteristika som kan forklare de ekstraordinære forskjellene. Eksempelvis finnes flere offentlige støtteordninger for FoU-prosjekter, blant annet EU, Norges Forskningsråd, Innovasjon Norge og SkatteFUNN, som ble innført i 2002. Støtten gis som direkte subsidier og skattefradrag til ulike prosjekter, hvor førstnevnte utdeles basert på samfunnsøkonomisk lønnsomhet, mens ved fradragsordninger som SkatteFUNN, er det foretakenes egne vurderinger som ligger til grunn (Hægeland og Møen, 2007). Forfatterne finner at selskaper som mottar støtte gjennom SkatteFUNN har større sannsynlighet for samtidig å motta direkte subsidier. Det tyder på at selskapene som er i kontakt med virkemiddelapparatet er involvert i flere ordninger. Det impliserer forskjeller mellom selskaper hvor mye stønader som mottas, og således også lønnsomhet mellom ulike FoU-selskap, avhengig av om de er en del av virkemiddelapparatet eller ikke. Resultatene i studien er i konsistente med teori og tidligere studier. De viser at prosjekter som finansieres med egne midler har høyest avkastning, og prosjekter med støtte i form av skattefradrag noe lavere. Det er mulig at disse tendensene representerer faste foretaksspesifikke effekter som korrelerer med flernasjonal status og trekker opp OLS-koeffisienten. Videre er det sannsynlig at det på generell basis er store forskjeller mellom FoU-selskaper etter hvilke som har verdifulle patenter eller lønnsomme prosjekter i utviklingsfasen. Det er sannsynlig nettverkseffektene innen flernasjonale selskaper medfører bedre utnyttelse av disse potensialene slik at de faste effektene påvirker OLS-koeffisientene i positiv retning.

6.6 Fjerning av år rundt statusskifter

I denne delen har vi fjernet årene rundt flernasjonale statusskifter. Dette gjør vi for å ta høyde for eventuelle tregheter i effektene som oppstår når et selskap blir flernasjonalt. Koeffisienten for faste effekter er spesielt sensitiv overfor denne typen målefeil, og derfor reflekteres andre forhold enn internprismanipulasjon. Slike tregheter kan være knyttet til oppstartskostnader når man etablerer seg internasjonalt. Oppstartskostnader påvirker profitabiliteten negativt, og vi velger i den videre analysen å fjerne det første og andre året etter statusskiftet. Videre tar vi hensyn til selskaper som skifter status fra flernasjonal til norskeid, ved å fjerne observasjonene for året før og året statusskiftet finner sted. Grunnen til at vi eliminerer disse observasjonene, skyldes at dette mest sannsynlig er selskaper som har forsøkt seg internasjonalt, men mislyktes. Dette trekker ned profitabiliteten til de norskeide selskapene, som følge av andre omstendigheter enn de vi ønsker å undersøke. Ved å legge inn disse to tilleggsrestriksjonene, mister vi cirka 4 000 observasjoner, i forhold til det utvalget vi hadde i hoveddelen.

Resultatene etter utrensningen viser at koeffisientene blir en del sterkere sammenliknet med hovedanalysen. I faste effekter-regresjonen, får både MNC og FCC en signifikant negativ koeffisient på rundt to prosentpoeng. Disse gruppene får altså en relativ økning på rundt 20 % i koeffisientstyrke. Siden vi eliminerer denne målefeilen, får vi bedre estimater på omfanget av overskuddsflytting, og vi bruker videre denne spesifikasjonen til å kalkulere størrelsen på antatt skatteunndragelse.

Tabell 8 - Regresjoner med fjerning av år rundt statusskifter

	(1)	(2)	(3)	(4)
	POLS	FE	POLS	FE
MNC	-0.0222*** (0.00222)	-0.0206** (0.00669)		
FCC			-0.0231*** (0.00222)	-0.0200** (0.00719)
DMNC			0.0163 (0.0182)	-0.0241 (0.0156)
LG/TK	-0.241*** (0.00266)	-0.157*** (0.00366)	-0.241*** (0.00266)	-0.157*** (0.00366)
MA/EI	0.0160*** (0.00309)	-0.102*** (0.00499)	0.0161*** (0.00309)	-0.102*** (0.00499)
Alder 2	0.0162*** (0.00120)	0.00824*** (0.00129)	0.0162*** (0.00120)	0.00824*** (0.00129)
Alder 3	0.0276*** (0.00130)	0.00579** (0.00201)	0.0275*** (0.00130)	0.00579** (0.00201)
Alder 4	0.0414*** (0.00157)	0.000698 (0.00279)	0.0414*** (0.00157)	0.000697 (0.00279)
Salg 2	0.00397 (0.00243)		0.00398 (0.00243)	
Salg 3	-0.0412*** (0.00247)		-0.0412*** (0.00247)	
Salg 4	-0.0519*** (0.00247)		-0.0519*** (0.00247)	
Salg 5	-0.0615*** (0.00254)		-0.0615*** (0.00254)	
Year eff.	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry eff.	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	481517	481517	481517	481517
adj. <i>R</i> ²	0.180	0.028	0.180	0.028

Robust standard errors in parentheses, also corrected for clustering within firms

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

6.7 Estimat på skatteprovenytapet som følge av internprismanipulasjon

6.7.1 Metode

Vi har sett på ulike modeller for å estimere omfanget av overskuddsflytting i form av internprismanipulasjon og bruker disse funnene til å estimere skatteprovenyet som går tapt for Norge. Utgangspunktet for beregningene er spesifikasjonen fra kapittel 6.6, der årene rundt statusskifter er fjernet. Med OLS-estimering har flernasjonale selskaper i gjennomsnitt en profittmargin som er 2,22 prosentpoeng lavere enn et tilsvarende norske nasjonale selskap. Tilsvarende for FE-koeffisienten finner vi en reduksjon i profittmarginen på 2,06 prosentpoeng ved overgang til flernasjonal status.

I en antatt situasjon hvor alle flernasjonale selskaper er helnorske kan vi med utgangspunkt i koeffisientene beregne skatteprovenytapet. OLS-koeffisienten vil eksempelvis indikere at de flernasjonale selskapene har en gjennomsnittlig profittmargin som er 2,22 prosentpoeng høyere enn den faktiske profittmarginen viser. Dersom vi tar utgangspunkt i denne koeffisienten og multipliserer med salgssinntekten, får vi den tiltenkte økningen i skattbart overskudd gitt at selskapet var norskeid. Dette kan vi multiplisere med den marginale skattesatsen som selskapet står overfor, og det gir oss et estimat på hvor mye mer dette selskapet ville ha betalt i skatt. Sammenstill vi disse resultatene med hvor mye de faktisk betalte i skatt, kan vi finne det prosentvise provenytapet.

6.7.2 Resultater

Det kan være verdt å merke seg at vi har brukt en noe forenklet modell i forhold til Balsvik et al. (2009) når vi estimerer provenytapet. Samtidig har vi holdt norskeide flernasjonale selskaper utenfor estimeringen, siden vi ikke fant signifikante koeffisienter, men ellers bruker vi modellen fra kapittel 6.6 som den er, og vi antar derfor at den effektive marginale selskapsskattesatsen er lik 28 %. Hvert selskap får lik vekt i regresjonen, noe som kan være litt problematisk, da utvalget i hovedsak består av små selskaper. Det er viktig at prediksjonene er gode for store og lønnsomme selskaper når vi skal estimere samlet skattetape, og ideelt sett burde vi ha fulgt Balsvik et al. (2009) for å kontrollere bedre for dette.

I tabell 9 har vi oppsummert den antatte årlige skatteunndragelsen for perioden 2007 – 2012. Ut fra hvilken modell vi bruker, er estimatene i størrelsesorden 17 – 22 milliarder i total skatteunndragelse. Dette utgjør rundt 30 % i forhold til den simulerte faktiske skatten de flernasjonale selskapene betaler. Et annet mulig alternativ er å beregne det prostensive provenytapet, ved å skalere med den simulerte skattekostnaden, gitt antakelsen om helnorsk selskap. Det kan være verdt å notere seg at verdiene er oppgitt i 1998-kroner.

Tabell 9 - Oversikt over antatt skatteunndragelse i perioden 2007 - 2012

	<i>Faktisk skattekostnad</i>	POLS		FE	
		<i>Antatt skatteunndragelse</i>	%	<i>Antatt skatteunndragelse</i>	%
2007	11 412 522	3 768 272	33%	3 020 689	26%
2008	9 545 928	3 350 440	35%	2 685 750	28%
2009	8 274 033	3 170 317	38%	2 541 362	31%
2010	12 884 757	3 441 945	27%	2 759 102	21%
2011	10 661 793	3 828 612	36%	3 069 058	29%
2012	9 980 271	4 117 901	41%	3 300 956	33%
Totalt	62 759 304	21 677 486	35%	17 376 916	28%

Sammenlikner vi med tall fra Skatteetaten, oppgir de funn av 14 milliarder fordelt på 249 saker for 2012 og 2013, som etter deres mening burde ha vært skattlagt (Holte, 2014).

Det er to forhold som forårsaker usikkerhet rundt estimatene i tabellen. Vi har i del 5.2 diskutert presisjonen og skjevheten til koeffisienten for flernasjonal status, og det er FE-estimatoren som gir de best resultatene, til tross for at den kan være sensitiv overfor målefeil. Man bør i tillegg være observant på at profitabilitetsforskjellen i delen tilskrives internprismanipulasjon. Det kan tenkes at andre forhold fanges opp i estimatene våre, og at vi da enten over- eller underestimerer provenytapet. Med utgangspunkt i tidligere diskusjoner, er det trolig snakk om underestimering.

6.8 Analyse av aggregert overskuddsflytting

I hovedanalysen har vi inkludert en kontrollvariabel for langsiktig gjeldsandel, og vi antar at denne variabelen fanger opp eventuelle effekter av overskuddsflytting ved bruk av intern gjeld. Ved å ekskludere denne kontrollvariabelen, reflekterer avvik i profitabilitet således

både internprisingsmanipulasjon og gjeldsskifting. Dette er interessant, fordi det kan gi oss et bilde på aggregert overskuddsflytting. Ved å sammenlikne resultatene med hovedmodellen, kan vi si noe om forholdet mellom internprisingsmanipulasjon og gjeldsskifting.

Fra tabell 10 ser vi at OLS-koeffisientene svekkes når vi utelater langsiktig gjeld som kontrollvariabel. Dette er ikke i tråd med våre antakelser og forventningen om sterkere koeffisienter, gitt at gjeldsskifting praktiseres på lik linje som overskuddsflytting via internprismanipulasjon. Etter å ha korrigert for faste effekter, styrkes koeffisientene når vi ekskluderer gjeldsvariabelen, og dette er således i tråd med omtalte antakelse. Det må imidlertid påpekes at effektene er marginale, noe som kan indikere at det er få aktører som praktiserer gjeldsskifting i Norge. Likevel vet vi at store konsern som IKEA, Statkraft og Statoil driver med overskuddsflytting i form av gjeldsskifting, så det kan likevel være store beløp som flyttes ut av Norge. Eksempelvis har IKEA spart 280 millioner i skatt ved bruk av intern gjeld (Foss, 2014).

Oppsummert synes overskuddsflytting via internprismanipulasjon å drive resultatene våre. Det kan tyde på at det er på dette feltet at man bør rette oppmerksomheten mot og bevilge ressurser til i fremtiden for å redusere overskuddsflyttingen ut av landet. Resultatene bør likevel behandles med varsomhet, da man ved å fjerne kapitalstruktur fra modellspesifikasjonen kan miste viktige selskapskarakteristika som påvirker profitabiliteten. Det kan følgelig oppstå et utelatt variabel problem, som gjør estimatene våre noe usikre.

Tabell 10 - Oversikt over aggregert overskuddsflytting

	(1)	(2)	(3)	(4)
	POLS	FE	POLS	FE
MNC	-0.0167*** (0.0023)	-0.0214** (0.0069)		
FCC			-0.0170*** (0.0023)	-0.0206** (0.0074)
DMNC			-0.0047 (0.0180)	-0.0267 (0.0158)
MA/EI	-0.1050*** (0.0029)	-0.1550*** (0.0049)	-0.1050*** (0.0029)	-0.1550*** (0.0049)
Alder 2	0.0224*** (0.0013)	0.0092*** (0.0013)	0.0224*** (0.0013)	0.0092*** (0.0013)
Alder 3	0.0388*** (0.0014)	0.0069*** (0.0020)	0.0388*** (0.0014)	0.0069*** (0.0020)
Alder 4	0.0571*** (0.0017)	0.0016 (0.0028)	0.0571*** (0.0017)	0.0016 (0.0028)
Salg 2	0.0053* (0.0026)		0.0053* (0.0026)	
Salg 3	-0.0348*** (0.0026)		-0.0348*** (0.0026)	
Salg 4	-0.0424*** (0.0026)		-0.0424*** (0.0026)	
Salg 5	-0.0491*** (0.0027)		-0.0491*** (0.0027)	
Year eff.	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry eff.	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	481517	481517	481517	481517
adj. <i>R</i> ²	0.121	0.013	0.121	0.013

Robust standard errors in parentheses, also corrected for clustering within firms

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

7 Robusthetsanalyse

For å teste om resultatene våre er valide og robuste, går vi i denne delen gjennom noen av antakelsene som ligger i modellen. Deretter justeres disse for å se om resultatene er uavhengige av de gitte antakelsene.

7.1 Alternative profitabilitetsmål

Vår avhengige variabel i regresjonene har vært justert skattbar inntekt over omsetning. For å se om resultatene våre er uavhengig av hvilket profitabilitetsmål vi bruker, ønsker vi også å se på justert skattbar inntekt i forhold til egenkapital og total kapital.

Ved bruk av total kapital i nevner, finner vi med OLS fortsatt en signifikant negativ profitabilitetskoeffisient for flernasjonalt status, i forhold til status som helnorsk selskap. I regresjonen for faste effekter, viser resultatene en negativ koeffisient ved å bli MNC, men den er i absoluttverdi mindre enn koeffisienten ved bruk av omsetning i nevner. Videre gjør vi som tidligere og skiller mellom norskeid (DMNC) og utenlandskeid (FCC) flernasjonalt status. Her får vi med OLS signifikante negative koeffisienter for begge gruppene, og det skiller seg fra hovedspesifikasjonen, hvor DMNC har høyere profitabilitet enn de rent norskeide selskapene. For faste effekter-regresjonen finner vi at FCC har signifikant negativ koeffisient, men at denne nå er noe mindre enn tidligere. For DMNC får vi en koeffisient som er nesten lik null og ikke signifikant.

Det kan imidlertid diskuteres hvor godt det virker å bruke total kapital i nevner på grunn av ulike verdsettelsesmetoder og regnskapspraksis, som medfører usikkerhet i hvorvidt bokført total kapital samsvarer med virkelig verdi på total kapitalen Grubert (1997). Dette er også grunnen til at vi ikke bruker total kapital når vi utforsker alternative størrelsesmål.

Det andre profitabilitetsmålet vi undersøker er justert skattbar inntekt skalert med egenkapital. Ved OLS observeres signifikante negative koeffisienter for alle tre gruppene, og absoluttverdien av koeffisientene er betydelig høyere enn det vi hadde ved bruk av omsetning i nevner. Vi ser også fra faste effekter-regresjonen signifikante negative koeffisienter for MNC og FCC, men ikke for DMNC, noe som er i samsvar med funnene i hovedanalysen. Igjen ser vi at koeffisientene er betydelig høyere i absoluttverdi.

Årsaken til større koeffisienter ved bruk av egenkapital i nevner kan skyldes en for lav grense for utkasting av ekstremverdier. Vi valgte å fjerne det nederste og øverste persentilet for å gjøre utvalget mer sammenliknbart, men det ligger ingen teoretiske fundert utvalgsbegrensing bak dette valget, og grensen er arbitrært satt. For sikkerhets skyld har vi dermed sett på en regresjon hvor de 5 % mest ekstreme verdiene i hver ende har blitt fjernet (appendiks 1). Dette gir oss selvsagt noe svakere koeffisienter for alle profitabilitetsmålene, men fortegnet er fortsatt det samme. Det mest kritiske med dette utvalgskriteriet er at vi nå mister all signifikans ved bruk av egenkapital i nevner ved faste effekter. Det skiller seg fra resultatene til Balsvik et al. (2009), som hevder at egenkapital i nevner ser ut til å fungere best.

Tabell 11 - Alternative profitabilitetsmål

	(OLS) SkI/SI	(FE) SkI/SI	(OLS) SkI/TK	(FE) SkI/TK	(OLS) SkI/EK	(FE) SkI/EK
MNC	-0.0220*** (0.00215)	-0.0173*** (0.00446)	-0.0296*** (0.00184)	-0.00911* (0.00357)	-0.0819*** (0.0110)	-0.0556* (0.0241)
FCC	-0.0229*** (0.00214)	-0.0171*** (0.00458)	-0.0292*** (0.00188)	-0.00970* (0.00378)	-0.0774*** (0.0112)	-0.0609* (0.0257)
DMNC	0.0116 (0.0166)	-0.0186 (0.0155)	-0.0431*** (0.00732)	-0.00348 (0.00980)	-0.243*** (0.0373)	-0.00432 (0.0519)
<i>N</i>	485536	485536	485536	485536	485536	485536

All control variables included

Standard errors in parentheses

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

7.2 Størrelse

I vår modell har vi brukt gjennomsnittlig salgsinntekt til å dele selskapene inn i salgskvintiler etter størrelse. For å sikre et mest mulig homogent utvalg, undersøker vi OLS og faste effekter-regresjoner etter hver salgskvintil. På denne måten er det mulig å se om profitabiliteten for norskeide og utenlandskeide selskaper varierer med selskapsstørrelsen. Når vi deler inn størrelse etter salgskvintiler på gjennomsnittlig salg, havner nesten 60 % av

observasjonene for flernasjonale selskaper i gruppen med de største selskapene. Siden vi ikke har så mange observasjoner totalt sett av flernasjonale selskaper, medfører dette at antallet i de øvrige gruppene blir noe lavt.

I tabell 9 har vi oppsummert hver enkelt regresjon, og vi får signifikante negative koeffisienter for hver salgskvintil for MNC og FCC når vi studerer OLS-regresjonene. Ved å ta høyde for faste effekter, finner vi også negativt fortegn i de fleste regresjonene, men nå gir kun gruppen med de største selskapene signifikante resultater. Funnene våre er i tråd med antakelsen om at det er de største selskapene som har mulighet og størst incentiv til å flytte overskudd. Dette avviker noe fra funnene til Balsvik et al. (2009) i deres tabell 9. Forfatterne finner ingen signifikante forskjeller i gruppen med de aller største selskapene, men får signifikante resultater for gruppe 2, 3 og 4 ved faste effekter-regresjon. For OLS-regresjonene er resultatene i all hovedsak sammenfallende med Balsvik et al. (2009).

Som tidligere nevnt har vi brukt gjennomsnittlig salgsinntekt over hele perioden for å kontrollere for størrelsen til selskapene. For faste effekter-regresjonene har dette vært et problem, da det ikke oppstår skifter mellom de ulike størrelsesgruppene. For å ta høyde for dette, ønsker vi nå introdusere en ny størrelsesvariabel, hvor vi bruker fjorårets salgsinntekt som mål på størrelse. Denne metoden benyttes av Waardal (2013). Ved å bruke fjorårets i stedet for årets salgsinntekt, unngås høyst sannsynlig eventuelle endogenitetsproblemer. Dette størrelsesmålet er trolig ikke korrelert med årets profitabilitet, og gir en god indikasjon på størrelsen til selskapet.

Resultatene fra regresjonen med fjorårets salgsinntekt i kvintilform, er i det vesentlige de samme som ved bruk av gjennomsnittlig salgsinntekt (Appendiks 2).

Tabell 12 - Regresjoner etter salgskvintiler (2007-2012)

	Salg 1		Salg 2		Salg 3		Salg 4		Salg 5	
	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE
MNC	-0.0444**	-0.0208	-0.0456***	-0.0151	-0.0212***	-0.0135	-0.0166***	-0.00802	-0.0104***	-0.0170***
	(0.0159)	(0.0328)	(0.0101)	(0.0203)	(0.00631)	(0.0128)	(0.00404)	(0.00868)	(0.00221)	(0.00481)
Industry effects	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	97108	97108	97108	97108	97107	97107	97107	97107	97106	97106
adj. <i>R</i> ²	0.170	0.042	0.197	0.029	0.180	0.025	0.168	0.025	0.148	0.022
	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE	POLS	FE
FCC	-0.0445**	-0.0196	-0.0468***	-0.0193	-0.0214***	-0.00808	-0.0165***	-0.00599	-0.0115***	-0.0190***
	(0.0161)	(0.0332)	(0.0102)	(0.0201)	(0.00622)	(0.0123)	(0.00402)	(0.00854)	(0.00217)	(0.00488)
DMNC	-0.0386	-0.112	0.0508	0.0893	0.00733	-0.219	-0.0253	-0.0645	0.0149	-0.00607
	(0.132)	(0.176)	(0.0996)	(0.153)	(0.150)	(0.128)	(0.0697)	(0.0770)	(0.0165)	(0.0147)
Industry effects	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	97108	97108	97108	97108	97107	97107	97107	97107	97106	97106
adj. <i>R</i> ²	0.170	0.042	0.197	0.029	0.180	0.026	0.168	0.025	0.148	0.022

All control variables included, but not reported

Standard errors in parentheses

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

Fra Appendix 3 har vi brukt årlig salgsinntekt, i henhold til Balsvik et al. (2009). Både styrken og retningen på koeffisientene er tilnærmet den samme som fra hovedregresjonen. Når vi ser på hvordan størrelse påvirker profitabiliteten i faste effekter-regresjonen, har alle gruppene positivt fortegn i forhold til referansegruppen. Dette skiller seg fra det vi kommenterte fra hovedregresjonen og hvordan størrelse påvirker profitabiliteten ved OLS. Med faste effekter-regresjon er resultatene altså i samsvar med teori om stordrifts- og skalafordeler når størrelsen på selskapene økes. Man bør likevel være forsiktig med tolkningen på grunn av mulige endogenitetsproblemer, siden salgsinntekt også inngår i venstresidevariabelen.

I den deskriptive delen fant vi i den siste gruppen veldig stor spredning mellom det største og minste selskapet ved bruk av kvintiler. For å gjøre gruppene mer like, og kanskje fange opp eventuelle størrelseseffekter bedre, utvider vi modellen til å inkludere flere grupper for størrelse. Ved å benytte 20 salgskvantiler med fjorårets salg ser vi fra tabell 10 at resultatene er sammenfallende med tidligere funn.

Tabell 13 - Regresjoner med 20 salgskvantiler

	(1) POLS	(2) FE	(3) POLS	(4) FE
MNC	-0.0219*** (0.00219)	-0.0173*** (0.00446)		
FCC			-0.0228*** (0.00218)	-0.0171*** (0.00458)
DMNC			0.0127 (0.0166)	-0.0185 (0.0154)
LG/TK	-0.240*** (0.00263)	-0.157*** (0.00364)	-0.241*** (0.00263)	-0.157*** (0.00364)
MA/EI	0.0160*** (0.00305)	-0.102*** (0.00498)	0.0161*** (0.00305)	-0.102*** (0.00498)
Alder 2	0.0148*** (0.00119)	0.00847*** (0.00129)	0.0148*** (0.00119)	0.00847*** (0.00129)
Alder 3	0.0255*** (0.00129)	0.00614** (0.00200)	0.0255*** (0.00129)	0.00614** (0.00200)
Alder 4	0.0385*** (0.00156)	0.00113 (0.00278)	0.0384*** (0.00156)	0.00113 (0.00278)
Salg 2	0.0217*** (0.00348)	0.00560 (0.00393)	0.0217*** (0.00348)	0.00560 (0.00393)
Salg 3	0.0684*** (0.00348)	0.0135*** (0.00362)	0.0684*** (0.00348)	0.0135*** (0.00362)
Salg 4	0.0834*** (0.00333)	0.0134*** (0.00334)	0.0834*** (0.00333)	0.0134*** (0.00334)
Salg 5	0.0962*** (0.00305)	0.0141*** (0.00300)	0.0962*** (0.00305)	0.0141*** (0.00300)
Salg 6	0.0838*** (0.00279)	0.0115*** (0.00266)	0.0838*** (0.00279)	0.0115*** (0.00266)
Salg 7	0.0629*** (0.00258)	0.0101*** (0.00241)	0.0629*** (0.00258)	0.0101*** (0.00241)
Salg 8	0.0453*** (0.00238)	0.00979*** (0.00218)	0.0453*** (0.00238)	0.00979*** (0.00218)
Salg 9	0.0303*** (0.00225)	0.00700*** (0.00199)	0.0303*** (0.00225)	0.00700*** (0.00199)
Salg 10	0.0236*** (0.00213)	0.00765*** (0.00181)	0.0236*** (0.00213)	0.00765*** (0.00181)
Salg 11	0.0174*** (0.00205)	0.00676*** (0.00161)	0.0174*** (0.00205)	0.00676*** (0.00161)
Salg 12	0.0149*** (0.00194)	0.00428** (0.00139)	0.0150*** (0.00194)	0.00428** (0.00139)
Salg 14	0.00978*** (0.00190)	0.00272* (0.00131)	0.00980*** (0.00190)	0.00272* (0.00131)
Salg 15	0.00576** (0.00192)	0.00256 (0.00157)	0.00578** (0.00192)	0.00256 (0.00157)
Salg 16	0.00366 (0.00196)	0.00282 (0.00176)	0.00367 (0.00196)	0.00282 (0.00176)
Salg 17	0.00202 (0.00195)	0.00500* (0.00207)	0.00204 (0.00195)	0.00500* (0.00207)
Salg 18	-0.00161 (0.00198)	0.00385 (0.00239)	-0.00158 (0.00198)	0.00385 (0.00239)
Salg 19	-0.00623** (0.00204)	0.00437 (0.00282)	-0.00620** (0.00204)	0.00437 (0.00282)
Salg 20	-0.00282 (0.00224)	0.00743* (0.00375)	-0.00315 (0.00224)	0.00743* (0.00375)
Year eff.	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry eff.	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	485536	485536	485536	485536
adj. <i>R</i> ²	0.185	0.028	0.185	0.028

Standard errors in parentheses

6.3 Utvalgsbegrensinger

Først prøver vi regresjonene våre på hele utvalget før utrensning. Dette gir forventede fortegn når vi ser på faste effekter-regresjonene for de ulike statusene, men vi finner ingen signifikans. Dersom vi bare inkluderer restriksjonen for fjerning av absoluttmarginer over 100 %, slik at vi kan tolke koeffisientene som endringer i prosentpoeng, blir resultatene noe annerledes. Ved å bare ta med denne restriksjonen, sitter vi igjen med i underkant av 900 000 observasjoner når vi kjører regresjonene. Resultatene viser signifikante koeffisienter både i OLS- og faste effekter-regresjonene for MNC og FCC. Koeffisientene er en anelse svakere i forhold til hoveddelen, men signifikans og samme retning på koeffisientene, tyder på at resultatene våre ikke er spesielt sensitive med hensyn på utvalgsbegrensingene.

Videre har vi inkludert selskaper som bytter status mer enn én gang, da vi har antatt at det kan være målefeil, men i virkeligheten kan det skyldes reelle skifter i status. Ved å inkludere disse observasjonene, øker utvalget vårt med 1773 observasjoner. Vi får fortsatt signifikante resultater med samme retning, men de er noe svakere. Dersom dette var målefeil, hadde vi forventet at signifikansen til koeffisientene falt noe. Siden de fortsatt er like signifikante som tidligere, kan vi ikke entydig si noe om det er riktig å kaste ut disse observasjonene eller ikke.

8 Huizinga og Laeven (2008)

I dette kapittelet skal vi analysere og forsøke å forklare forskjeller i studiene til Huizinga og Laeven (2008) og Balsvik et al. (2009), hvis konflikterende konklusjoner avdekker overskuddsflytting henholdsvis inn til og ut av Norge. Andre studier, inkludert vår egen, gjort på norske data, er konsistente med sistnevnte forfattere og konkluderer med at det flyttes overskudd ut av landet. Det er uheldig og skaper forvirring når forskere ikke enes om aktuelle konkrete problemstillinger. I verste fall kan slike vesensforskjeller i resultater frembringe inadekvate avgjørelser fra beslutningstakere.

Ettersom vår utredning bygger på Balsvik et al. (2009) sin fremgangsmåte og metoden er grundig gjennomarbeidet, rettes fokus mot å belyse Huizinga og Laeven (2008) sin tilnærming. Denne analysen har et teoretisk utgangspunkt og oppbygningen starter med en overordnet beskrivelse av anvendt metode, data og utvalg. Videre diskuteres funksjonsform og avhengig variabel, før vi i hoveddelen analyserer den teoretiske modellen, tilhørende empiriske gjennomføring og resultater.

8.1 Anvendt metode

Vi ser at Huizinga og Laeven (2008) sin studie er en ren tverrsnittstudie på data fra 1999, mens vi har paneldata fra 2006 – 2012. Dette gjør at funnene gir et stillbilde over situasjonen for det året de har data. Resultatene fra deres tabell 4 indikerer at det drives overskuddsflytting blant de flernasjonale selskapene i Europa, og det er rimelig at disse kan generaliseres. Når en videre estimerer nettoeffekter for de ulike landene, kan det være problematisk siden lokale økonomiske forhold og tendenser er mer dynamiske. Små endringer i for eksempel skattesatsene, kan føre til at overskuddsstrømmene forandrer retning i flere land, som følge av relative incentivendringer. Av tabell 1 i Huizinga og Laeven (2008) leser vi at den norske skattesatsen ikke var spesielt høy i forhold til andre europeiske land i 1999, og under gjennomsnittet på 34,44 %. Vi vet at trenden i selskapskatten i Europa etter 1999 har vært synkende, blant annet for å minimere utgående overskuddsflytting og tilsvarende for å tiltrekke seg selskap som ønsker å flytte overskudd inn til landet. Samtidig har Norges skattesats vært stabil, og det har dermed blitt relativt mindre attraktivt å flytte overskudd inn til Norge etter 1999.

8.2 Data og utvalg

Datasettet til Huizinga og Laeven (2008) er hentet fra Amadeus-databasen og kompilert av Bureau Van Dijk. Den inneholder regnskaps- og foretaksinformasjon om europeiske børsnoterte og private selskap. Av kritikk som rettes mot databasen, inngår varierende dekning i enkelte av rapporteringslandene (Arias et al., 2014). Dette reflekteres i deres totale utvalg av flernasjonale selskaper, som gjengis i tabell 2 i den aktuelle studien. Enkelte av landene, eksempelvis Portugal og Slovakia, representeres kun med respektive tre og femten observasjoner i råutvalget, som senere begrenses til å inkludere datterselskap i industribransjen. Land som Norge, Sverige, Tyskland, Frankrike, Storbritannia og Belgia, har imidlertid god dekning.

Andre bemerkninger overfor Amadeus-databasen er en potensiell skjevhet i retning store selskaper og varierende rapportering (Gómez-Salvador, Messina og Vallanti, 2004). Balsvik et al. (2009) inkluderer flernasjonale selskaper i tillegg til mindre nasjonale selskaper, men kontrollerer for størrelse, slik at en eventuell diskrepans mellom utvalgene nøytraliseres. Varierende rapportering impliserer utfordringer i forbindelse med klassifisering av nystartede selskaper og selskaper som har opphørt å eksistere. Med henblikk på innsigelsen om varierende klassifisering i Amadeus-databasen, kommer det ikke fram av Huizinga og Laeven (2008), hvordan en eventuell håndtering av dette er foretatt. Likevel anses det å være mer problematisk når dataene er på panelform, ettersom denne misvisningen først synliggjøres over tid. I en ren tverrsnittsanalyse, begrenser konsekvensene seg til at selskaper som ikke rapporterer inn oppdatert informasjon forsvinner fra utvalget.

Huizinga og Laeven (2008) starter med et datasett som initialt består av 15 955 innenlandske flernasjonale selskaper og 9171 utenlandske datterselskap, hvorav konsernet består av mor med minst ett datterselskap. Når det settes en restriksjon om krav til grunnleggende regnskapsinformasjon blant selskapene i utvalget, reduseres antallet til henholdsvis 11 023 og 6 390 observasjoner fordelt på 25 land. Norge representeres med respektive 579 og 228 selskaper gitt denne restriksjonen. Som i Balsvik et al. (2009) defineres et selskap som datter dersom minst 50 % av aksjene er eid av ett enkelt selskap og regnskapsdataene består kun av ikke-konsoliderte poster.

8.3 Avhengig variabel og funksjonsform

Forfatterne benytter en logaritmisk funksjonsform, noe som er vanlig i litteraturen, siden man dermed får en enklere tolkning av dataene som elastisiteter. Samtidig er logaritmisk transformasjon egnet til å redusere effekten av ekstremverdier. Det som derimot kan være problematisk er at man utelukker verdier som ikke er positive. Vi ser at begge modellene har en avhengig variabel som knyttes opp til profitabilitet, og denne vil kunne ha både positive og negative verdier. Ved å bruke logaritmisk transformasjon mister Huizinga og Laeven (2008) observasjoner av flernasjonale selskaper som står oppført med negativ EBIT. Dersom det er tilfeldig hvem som havner i gruppen med negativ EBIT, er dette ikke et stort problem. I en svært forenklet modell, hvor man antar at det ikke er knyttet kostnader til overskuddsflytting, vil flernasjonale konsern flytte all profitt til datterselskap i land hvor selskapsskatten er lavest, og følgelig får de øvrige datterselskapene null i skattbart overskudd. Siden vi vet at det knytter seg kostnader til å flytte overskudd, medfører dette mest sannsynlig at skattbart resultat aldri er mindre enn null som følge av overskuddsflytting. Gitt denne antakelsen er det dermed ikke et stort problem å anvende en slik transformasjon.

Det må presiseres at Huizinga og Laeven (2008) benytter EBIT, mens Balsvik et al. (2009) har skattbart overskudd skalert med omsetning som venstresidevariabel. Av den grunn kan det tenkes at det oppstår avvik i antallet negative observasjoner. Det er likevel vanskelig å se for seg at en logaritmisk transformasjon skal ha noe å si for de avvikende resultatene fra de to modellene. På basis av ovennevnte diskusjon, hadde det vært interessant å utvide Balsvik et al. (2009) sin modell og gjøre den om til logaritmisk form, eksempelvis med resultat før skatt som avhengig variabel, for å se om en fortsatt finner negative profitabilitetsforskjeller.

8.4 Modellspesifikasjoner og variabeldefinisjoner

Huizinga og Laeven (2008) sine konklusjoner hviler på en kombinasjon av teoretiske konvensjoner som utfylles av empiriske analyser. Modellen forklarer flernasjonale selskapers muligheter og incentiver til overskuddsflytting, gitt deres størrelse og tilstedeværelse i land med ulike skattesatser. Det er tankevekkende og problematisk dersom modellspesifikasjonen er avgjørende for resultatet og følgelig om overskudd flyttes inn eller

ut av landet. Huizinga og Laeven (2008) har spesifisert en helt annen type modell enn vår egen og Balsvik et al. (2009) sin studie. Den inneholder flere alternative variabler, og datasettet vårt gjør det ikke mulig å replikere analysene deres empirisk. Det bemerkes således at underliggende antakelser og gjennomføring i noen tilfeller kun kan problematiseres og ikke konsekvensutredes.

Analysen til Huizinga og Laeven (2008) består i hovedsak av tre deler. Først gjennomgås den teoretiske modellen, før den utledes på regresjonsform. Del to er empirisk fundert, og formålet er å estimere en mest mulig korrekt og presis verdi på koeffisienten til den konstruerte variabelen som inneholder mulighetene og incentivene flernasjonale selskaper har til å flytte overskudd. I siste del brukes dette estimatet til å komplettere de teoretiske sammenhengene fra modellen i første del, og forfatterne kan nå kalkulere estimert verdi og retning på overskuddsflyttingen i de europeiske landene i utvalget. Vi benytter samme oppsett i denne analysedelen og starter derfor med antakelsene som ligger bak modellen.

8.4.1 Teoretisk modell

Utgangspunktet er et flernasjonalt konsern med datterselskaper i n land og mor i land p . Variabelen B_i representerer det virkelige overskuddet generert i land i , og det antas at det flernasjonale selskapet kan manipulere internprisene for å flytte overskudd S_i inn til land i . Det bemerkes imidlertid at studien undersøker overskuddsflytting, altså en indirekte tilnærming basert på profitt uten å korrigere for gjeld (med unntak av i robusthetsanalysen), slik at også gjeldsskifting vil fanges opp i resultatene. Huizinga og Laeven (2008) definerer ikke eksplisitt kostnader ved gjeldsplanlegging i modellen. Advokater og skattekonsulenter engasjeres for å forsvare størrelse på lånebeløp mellom nærstående parter, på liknende måte som avvik fra armlengdeprisen ved internprisfastsettelse. Således kan det i utgangspunktet todelte kostnadsbildet forenkles og kondenseres til en og samme kostnadsfunksjon. Det er usannsynlig at komponentene i funksjonen er de samme for de to variantene av overskuddsflytting, men grunnet problematikken i å skille de to metodene tilfredsstillende, synes dette fornuftig. Forfatterne tar utgangspunkt i Hines og Rice (1994) og legger til grunn at marginalkostnaden ved overskuddsflytting øker proporsjonalt med forholdet S_i/B_i og faktoren γ . De totale kostnadene ved overskuddsflytting for det flernasjonale selskapet i land i , er gitt ved funksjonen

$$E_i = \frac{\gamma (S_i)^2}{2 B_i}$$

, og regnes som fradragsberettigede, men resultatene er robuste om denne antakelsen faller bort. Videre kan den samlede profittmaksimerende strategien til det flernasjonale selskapet kvantifiseres, og for ordens skyld fortsetter vi med å bruke Huizinga og Laeven (2008) sin notasjon.

$$L = \sum_{i=1}^n (1 - \tau_i) \left(B_i + S_i - \frac{\gamma (S_i)^2}{2 B_i} \right) - \lambda \sum_{i=1}^n S_i \quad (4)$$

Gitt kravet $\sum_{i=1}^n S_i \leq 0$

Optimeringsproblemet viser at det flernasjonale selskapet sitt totale rapporterte overskudd gis ved det virkelige overskuddet inklusive nettooverskuddet fra overskuddsflytting, gitt sidebetingelsen hvor summen av overskuddsflyttingen for land $i=1, \dots, n$ må være mindre enn eller lik null. Forklaringen er at det europeiske flernasjonale selskapet enten flytter overskudd internt i Europa slik at nettosummen blir null, eller at noe av overskuddet flyttes ut av Europa, slik at summen netto blir negativ. Altså antas det i modellen at det netto ikke flyttes overskudd inn til Europa. Dette er ikke en uproblematisk antakelse ettersom for eksempel USA er blant de største handelspartnerne til Europa og har høyere skattesats enn flere europeiske land, som isolert sett incentiverer til overskuddsflytting inn til Europa. Fra litteraturgjennomgangen introduserte vi blant annet Harris et al. (1993), som, i tråd med Huizinga og Laeven (2008), ser på industribransjen og hvordan lokaliseringen til datterselskapene av amerikanske selskaper påvirker skattebetalingene i USA. De finner indikasjoner på at overskudd flyttes fra USA og inn til blant annet Irland, som forfatterne sidestiller med skatteparadis. Klassen et al. (1993) undersøker amerikanske selskaper og deres datterselskaper ute og kopler dette opp mot skattesatsendringer i Europa, USA og Canada. De finner blant annet at profitabiliteten faller når skattesatsen blir relativt lavere i Europa enn i USA og en tilsvarende økning i profitabilitet hos datter i Europa. Selskapsskatteinformasjon for Europa i 1998 og 1999 viser at flere land, blant andre Danmark, Frankrike og Irland, senket satsene i 1999. USA sin selskapsskatt var uendret i perioden. Studiene hentyder altså at restriksjonen om at det aggregert netto flyttes

overskudd ut av Europa er problematisk. Konsekvensene av dette er trolig at koeffisientene for overskuddsflytting feilestimeres.

For å finne optimalt nivå på overskuddsflyttingen, deriveres (4) med hensyn på S_i , og vi får likning (5)

$$(1 - \tau_i) \left(1 - \gamma \frac{S_i}{B_i} \right) - \lambda = 0 \quad (5)$$

, hvor produktet representerer det marginale etter skatt-gevinsten for det konsoliderte flernasjonale foretaket ved en økning i overskuddsflytting inn til land i . Forskjellen fra andre studier som har tatt i bruk liknende teoretiske utgangsmodeller er at Huizinga og Laeven (2008) tar hensyn til skattesatsforskjeller og transaksjoner mellom datterselskapene. Modeller fra tidligere studier, for eksempel Mintz og Smart (2004), behandler utelukkende skatteforskjeller mellom mor og døtre. Utledningen av modellspesifikasjonen til Huizinga og Laeven (2008) blir dermed noe mer kompleks. For å finne det optimale nivået på overskuddsflytting inn til land i , må vi derfor løse ut for S_i i likning (5). Vi har så fra sidebetingelsen (4a) at summen av overskuddsflytting inn til land $i=1, \dots, n$ er mindre eller lik null, og vi substituerer inn det nye uttrykket for S_i i (4a). I denne nye ulikheten løser vi så ut for lambda og setter endelig inn dette uttrykket i (5) og løser for S_i . Vi får da:

$$S_i = \left(\frac{B_i}{\gamma(1 - \tau_i)} \right) \frac{\sum_{k \neq i}^n \left(\frac{B_k}{1 - \tau_k} \right) (\tau_k - \tau_i)}{\sum_{k=1}^n \left(\frac{B_k}{1 - \tau_k} \right)} \quad (6)$$

Av uttrykket kan vi lese at det optimale nivået for overskuddsflytting inn til land i (S_i) øker når den vektete skattesatsdifferansen til landene k blir større, det virkelige overskuddet øker og når proporsjonalitetsfaktoren for kostnaden ved overskuddsflytting blir høyere. Vektingen av skattesatsdifferansen og spesifikt skaleringsvariabelen B_k viser ifølge Huizinga og Laeven (2008) at det er mindre kostbart for det flernasjonale selskapet å skifte overskudd inn til land k (negativ S_i , og overskuddet går ut av land i) eller ut av land k (positiv S_i) når en stor del av aktivitetene foregår i land k . På den ene siden vil høy aktivitet i et land tilsi

kunnskap om politiske forhold og skattelovgivning samt bredere kontaktnettverk, som kan forenkle eventuelle skattemanipulerende tiltak for overskuddsflytting. På den annen side medfører økt tilstedeværelse i et land at det flernasjonale selskapet i større grad synliggjøres i det aktuelle landet og spiller en viktigere rolle i landets økonomi. Således er det sannsynlig at myndigheter retter et større fokus mot selskapet, slik at eventuelle forsøk på overskuddsflytting, først og fremst ut av landet, blir mer kostnadskrevennde. I robusthetsanalysen tester Huizinga og Laeven (2008) for konstant B_k , altså om muligheten til å flytte overskudd er uavhengig av aktiviteten i landet. Resultatene indikerer tilnærmet uendret koeffisient, men økt standardavvik. Forfatterne frykter dette skyldes målefeil og konkluderer at salg må ha en effekt. Det testes likevel ikke for den potensielle hypotesen om økte kostnader ved overskuddsflytting dersom høy aktivitet i landet.

Modellen har nå gitt oss et uttrykk for optimal overskuddsflytting inn til land i , men dette er ikke en direkte observerbar størrelse. Empirien og offentlig regnskapsinformasjon kan derimot overbringe rapportert overskudd (B_i^r), mens teorien kan benyttes til å finne det virkelige overskuddet (B_i). Det antas så at avviket mellom disse resultatstørrelsene tilsvarer den delen av resultatet som er manipulert, altså nivået på overskuddsflytting (S_i), eller ekvivalent summen av B_i og S_i . Vi har altså den grunnleggende sammenhengen:

$$B_i^r = B_i + S_i \quad (7)$$

Setter vi nå inn for S_i fra (6) i (7), bytter om rekkefølgen på skattedifferansen til $(\tau_i - \tau_k)$ ved å sette minustegn foran S_i , får vi:

$$B_i^r = B_i \left[1 - \frac{1}{\gamma(1 - \tau_i)} \frac{\sum_{k \neq i}^n \left(\frac{B_k}{1 - \tau_k} \right) (\tau_i - \tau_k)}{\sum_{k=1}^n \left(\frac{B_k}{1 - \tau_k} \right)} \right] \quad (8)$$

Uttrykket for rapportert overskudd skal tilrettelegges for regresjonsanalyse, og forfatterne utfører log-transformasjon av overskuddstørrelsene, mens S_i skrives om til variabelen C_i med tilhørende koeffisient $\frac{1}{\gamma}$. Vi får da:

$$b_i' = b_i - \frac{1}{\gamma} C_i \quad (9)$$

C_i er gitt ved:

$$C_i = \frac{1}{(1-\tau_i)} \frac{\sum_{k \neq i}^n \left(\frac{B_k}{1-\tau_k} \right)^{\tau_i - \tau_k}}{\sum_{k=1}^n \left(\frac{B_k}{1-\tau_k} \right)^{\tau_i - \tau_k}}$$

Den sammensatte variabelen gir informasjon om incentivene (skattesatsdifferansen) og mulighetene (aktivitet i land k) til overskuddsflytting. En positiv verdi på C_i tilsier at overskudd flyttes ut av land i . Forfatterne har tilgang til selskapsinformasjon om skattesatser, rapportert overskudd og aktivitetsnivå, med salgsinntekt som proxy, men virkelig overskudd (B_i) er en teoretisk størrelse. Huizinga og Laeven (2008) utleder denne gjennom en Cobb Douglas produksjonsfunksjon, tilsvarende Hines og Rice (1994), og antar at det flernasjonale selskapet må leie inn arbeidskraft for å maksimere profitt. Da gjelder følgende sammenheng:

$$B_i = Q_i - w_i L_i \quad (10)$$

Produksjonsfunksjonen antas gitt som: $Q_i = c A_i^\varepsilon L_i^\alpha K_i^\varphi e^{u_i}$

, hvor A_i skal reflektere eventuelle forskjeller i teknologi og produktivitet mellom landene, mens u_i er et tilfeldig restledd. Fra mikroøkonomisk teori, vet vi at likevekten til lønnsnivået er lik arbeidskraftens grenseprodukt ($\frac{dQ_i}{dL_i}$). Dersom vi substituerer dette lønnsuttrykket sammen med uttrykket for Q_i inn i (10), får vi:

$$B_i = c(1 - \alpha) A_i^\varepsilon L_i^\alpha K_i^\varphi e^{u_i} \quad (11)$$

Videre gjennomføres en log-transformasjon av dette profittuttrykket, som gir:

$$b_i = \log(c) + \log(1 - \alpha) + \varepsilon a_i + \alpha l_i + \varphi k_i + u_i \quad (12)$$

De nye minusklene er den naturlige logaritmen av respektive inputfaktorer, noe som impliserer at $\ln(e)=1$. a_i , l_i og k_i representerer henholdsvis logaritmen av BNP per innbygger, lønn og materielle eiendeler. Endelig setter vi inn for b_i i (9) og løser ut på regresjonsform:

$$b_i^r = \beta_1 + \beta_2 a_i + \beta_3 l_i + \beta_4 k_i - \hat{\gamma} C_i + u_i \quad (13)$$

Konstantleddet består av komposittkoeffisienten fra (11), mens $\hat{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$.

8.4.2 Empirisk analyse

Det er nå verdt å notere at Huizinga og Laeven (2008) på dette stadiet har tatt utgangspunkt i et teoretisk rammeverk for et flernasjonalt selskap, hvis teoretiske overskudd (b_i) påvirkes av innsatsfaktorene arbeidskraft, kapital og en kontroll for produktivitetsforskjeller mellom landene, jamfør (11) og (12). Formålet med den empiriske analysen er å estimere en presis og robust verdi på $\hat{\gamma}$, som via sammenhengen i (7) og (9) og aggregering på nasjonalt nivå, benyttes til å kalkulere mest mulig korrekte estimater på \bar{S}_i , altså retningen og størrelsen på netto overskuddsflytting inn til land $i=1, \dots, n$.

Den økonometriske modellen innebærer kritiske antakelser, særlig om proxyvariabelen for produktivitets- og teknologiforskjeller (A_i), BNP per innbygger, som antas eksogen (Hines og Rice, 1994). Antakelsen er ikke nødvendigvis oppfylt. Eksempelvis kan konkurransen mellom flernasjonale selskaper og utenlandske investeringer (FDI) påvirke BNP, men dette fanges feilaktig opp som produktivitets- og teknologiforskjeller. Det er sannsynlig at konkurranse mellom flernasjonale selskaper vil øke BNP, fordi konkurranse stimulerer til økt aktivitet og verdiskaping. Hines og Rice (1994) undersøker effekten av FDI på nasjonal BNP i deres utvalg, men finner bare en svak sammenheng. Tilsynelatende er de fleste andre studier som ser på effekten av FDI på produktivitet og økonomisk vekst gjennomført på utviklingsland.

Resultatene er da ikke direkte overførbare, men flere av de øst-europeiske landene i datasettet regnes som utviklingsland. Borensztein, De Gregorio og Lee (1998) finner at FDI er en viktig kanal for overføring av teknologi og er relativt viktigere enn nasjonal produksjon, gitt eksistens av kritisk masse av humankapital i landet. Det presiseres at Huizinga og Laeven (2008) benytter europeiske data, men dissonansen i funnene til Hines og Rice (1994) og

Borensztein et al. (1998) indikerer at modellantakelsen ikke er entydig gyldig. Effekten på resultatene dersom et endogenitetsproblem foreligger er at koeffisienten til den sammensatte incentivvariabelen (C_i) går mot null, fordi den neglisjerer effekter som øker incentivene til overskuddsflytting.

I robusthetsanalysen tester Huizinga og Laeven (2008) blant annet ulike definisjoner på forklaringsvariabler og avhengig variabel samt utvider og avgrensner utvalget. Modellen ekspanderes med kontrollvariabler som gjeldsandel og korrupsjonsindeks, som skal korrigere for eventuelle effekter på venstresidevariabelen. Forfatterne betrakter resultatene som robuste og fortsetter med regresjon 2 fra tabell 4, hvis eneste utvidelse fra den opprinnelige modellspesifikasjonen i (13) er bransjekontroller.

Det presenteres videre flere argumenter for at skatteendringer er endogen, med hensyn på venstresidevariabelen (logaritmen av EBIT). Økning i skattene kan være et motsyklisk tiltak for å dempe veksten i økonomien, fra eksempelvis prisstigning over inflasjonsmålet.

Dessuten vil land som har høyt rapportert overskudd, sannsynligvis ha gode velferdsordninger som finansieres med høyere skattesatser. Dette er et toveis kausalitetsproblem, som er et spesialtilfelle av endogenitet, og vil føre til underestimering av $\hat{\gamma}$. Forfatterne benytter instrumentvariabelmetoden for å løse problemet. C_i er den endogene variabelen, og den kontrolleres med en instrumentvariabel for logaritmen av populasjonen i landet, som representerer en proxy for størrelse. Teoretisk skal et godt instrument være eksogent og sterkt korrelert med den problematiske forklaringsvariabelen, i dette tilfellet C_i . Sammenliknet med basisregresjonen fra kolonne 2 i tabell 4, mer enn doubles absoluttverdien av koeffisienten $\hat{\gamma}$ til -1,734, noe som styrker hypotesen om endogenitet i C_i . Standardfeilen øker fra 0,297 til 0,731. Dette kan være et tegn på svake instrumenter, som medfører mindre presise estimater på $\hat{\gamma}$ og således de estimerte størrelsene på overskuddsflytting i Europa.

8.4.3 Resultater

Huizinga og Laeven (2008) tar endelig i bruk instrumentvariabelestimatoren i kolonne 1 fra tabell 6, som presentert over, i de endelige beregningene for størrelsen på overskuddsflytting. Gjennom å utnytte logaritmens approksimative egenskaper, kan sammenhengen i (9), skrives om til:

$$B_i^r = B_i - \hat{\gamma} B_i C_i$$

Det gir videre $B_i = \frac{B_i^r}{1 - \hat{\gamma} C_i}$

, som via (7) gir oss et endelig estimat på overskuddsflytting inn til land i:

$$S_i = - \frac{\hat{\gamma} B_i^r C_i}{1 - \hat{\gamma} C_i}$$

For å rendyrke effekten av overskuddsflytting, sammenlikner Huizinga og Laeven (2008) det estimerte nivået på S_i med et tilfelle hvor det ikke eksisterer incentiver til overskuddsflytting. Det gjøres ved å øke kostnadsparameteren for overskuddsflytting (γ) til uendelig. Som tidligere presentert, aggregeres resultatstørrelsene og nivået på overskuddsflytting over alle flernasjonale selskaper. De endelige resultatene presenteres i tabell 8, og Norge står oppført med positiv verdi $\frac{\bar{S}_i}{\bar{B}_i} = 0,024$. Huizinga og Laeven (2008) finner altså at av det totale teoretiske overskuddet, er andelen overskuddsflytting inn i landet 2,4 %.

For hele utvalget viser funnene en klar dominans av overskuddsflytting inn til land i Europa, og dette tilnærmet utelukkende på bekostning av overskuddet i Tyskland. Selv i et land som Frankrike, hvor selskapsskatten rapporteres til 40 %, resulterer estimatene i positive tall for inngående overskuddsflytting.

Formålet med denne analysen har vært å belyse og forsøke å gjøre rede for konsekvenser av teoretisk og økonometrisk metode i Huizinga og Laeven (2008). Konklusjonen viser at det er svært mange aspekter ved studien som er annerledes enn undersøkelsene til Balsvik et al. (2009). Først og fremst vil metodeforskjellene være en potensielt avgjørende faktor for forskjellene, der Huizinga og Laeven (2008) sin tverrsnittsanalyse bare gir et stillbilde av virkeligheten hva angår overskuddsflytting. Dette er imidlertid mest kritisk for nettoeffekten av overskuddsflytting i de europeiske landene. Det er videre flere modellantakelser som kan problematiseres og medføre konsekvenser for retning og størrelse på koeffisienten $\hat{\gamma}$, og således nivået på overskuddsflytting. Den teoretiske modellen bygger på antakelsen om at netto overskuddsflytting i utvalget er mindre enn eller lik null, og det impliserer at det netto ikke kan flyttes overskudd inn til Europa. Diverse studier avdekker derimot indikasjoner på overskuddsflytting inn til Europa fra USA, samtidig som flere europeiske land senket

selskapsskatten i 1999. Denne potensielt kontrafaktiske antakelsen kan forårsake feilaktige estimater i koeffisienten og for overskuddsflytting i Europa. Den empiriske undersøkelsen forutsetter eksogenitet i proxyvariabelen for produktivitet. Faktorer som konkurranse og FDI inngår i denne BNP-koeffisienten, men disse forholdene reflekterer incentiver for overskuddsflytting og burde ideelt sett fanges opp av respektive koeffisient, $\hat{\gamma}$. Implikasjonene er underestimering av denne koeffisienten og graden av overskuddsflytting innad i Europa. Forfatterne konkluderer med det aktivt flyttes overskudd i Europa, og i all hovedsak inn til landene, med Tyskland som eneste store taper.

9 Konkluderende bemerkninger

Formålet denne med utredningen har vært å undersøke overskuddsflytting via internprismanipulasjon blant flernasjonale selskap i Norge. Vi har videreført forskningen til Balsvik et al. (2009) på et nyere datasett og sammenliknet profitabiliteten mellom flernasjonale og nasjonale selskaper, for å avdekke tegn på overskuddsflytting. Resultatene viser en betinget negativ profitabilitetsforskjell for flernasjonale selskaper på 2,20 prosentpoeng med OLS-estimering. Når vi korrigerer for faste foretaksspesifikke effekter, reduseres koeffisientene til 1,73 prosentpoeng. På basis av gjennomsnittlig profittmargin for norske nasjonale selskap, impliserer sistnevnte koeffisient at norske selskap flytter 19 % av overskuddet i år de er flernasjonale. De utenlandske selskapene dominerer det flernasjonale utvalget og har liknende koeffisienter, henholdsvis 2,30 og 1,71 prosentpoeng med OLS og faste effekter. Vi finner tvetydige og ikke signifikante resultater for de norske flernasjonale i utvalget.

Analysen vår indikerer at overskuddsflytting ut av Norge er en reell problemstilling, men tendensen er svakere enn for perioden 1993-2005. Det har imidlertid skjedd mye siden den gang, og det er flere nærliggende årsaker til resultatene. Ufullstendig klassifisering av norske flernasjonale, færre lønnsomme nasjonale selskaper som skifter status og potensielt lavere intensitet i overskuddsflytting som følge av finanskrisen, tilsier lavere absoluttverdi på koeffisientene. Dessuten er mulighetene til overskuddsflytting antakelig reduserte. Større fokus fra media, økt ressursbruk i Skatteetaten samt klare budskap og retningslinjer fra OECD, har trolig forsterket presset på de flernasjonale selskapene til å overholde skatteavtaler og -lovgivning. På den annen side er incentivene styrket, ettersom selskapsskatten i Norge har økt relativt til landets handelspartnere. Det tilsier mer overskuddsflytting ut av landet og sterkere koeffisienter. Den samlede effekten viser svakere koeffisientverdier enn i Balsvik et al. (2009), og det kan tyde på at tiltakende overvåking og ettersyn fra eksterne aktører er slagkraftige virkemidler mot overskuddsflytting.

Det oppstår tregheter i tilpasningene når et selskap blir flernasjonalt og dannes støy når nasjonale selskaper som forsøker seg internasjonalt mislykkes og trekker seg tilbake. Ved å fjerne årene rundt statusskifte, korrigerer vi for denne målefeilen, men mister observasjoner som reflekteres i FE-koeffisienten. Denne spesifikasjonen er likevel trolig den beste.

Absoluttverdien til FE-koeffisienten, som er den mest sensitive overfor målefeil, øker til 2,06

prosentpoeng, i motsetning til OLS-koeffisienten, som er tilnærmet uendret. Dette styrker antakelsen om målefeil i overgangsfasen ved statusskifter. Vi har ut fra denne spesifikasjonen beregnet antatt skatteunndragelse blant flernasjonale selskaper. Estimatenes våre er i størrelsesorden 3-4 milliarder årlig, men disse er svært usikre og bør behandles deretter.

Fokus i utredningen er rettet mot internprismanipulasjon, og gjeldsskifting blir kontrollert for gjennom den langsiktige gjeldsandelens. Vi fjerner denne variabelen i et forsøk på å si noe om (aggregert) overskuddsflytting og gjeldsskifting. Koeffisienten blir noe svakere med OLS og marginalt sterkere med kontroll for faste effekter, noe som kan tyde på at gjeldsskifting er lite utbredt i Norge og at internprismanipulasjon dominerer i omfang. Det er imidlertid indikasjoner på at hovedsakelig store selskaper praktiserer gjeldsskifting. Altså kan det være tale om store beløp som flyttes ut av landet, og denne mekanismen for overskuddsflytting bør på ingen måte neglisjeres. Resultatene må leses med forbehold om mulig introduksjon av utelatt variabelproblem, ettersom vi ikke lenger kontrollerer hensiktsmessig for kapitalstruktur.

I siste del av utredningen analyserer vi den teoretiske modellen og metoden i Huizinga og Laeven (2008), som i direkte motsetning til Balsvik et al. (2009) og våre resultater, konkluderer med at overskudd flyttes inn til Norge. Vi finner flere potensielle forklaringer på divergensen i resultatene. Hovedårsaken skyldes trolig at vi benytter paneldatametoder, mens Huizinga og Laeven (2008) gjennomfører tverrsnittsanalyser. Dette er mest kritisk for estimeringen av nettoeffektene inn og ut av de europeiske landene. Årsaken er at økonomiske forhold og tendenser er dynamiske, og endringer i eksempelvis skattesatser vil påvirke den optimale tilpasningen i hvert land for de flernasjonale selskapene. Dermed gir funnene av nettoeffekter i beste fall en beskrivelse av situasjonen i 1999. Forfatterne har konstruert en teoretisk modell for et flernasjonalt selskap som via informasjon om europeiske skattesatser og utenlandsk aktivitet, genererer selskapers muligheter og incentiver til overskuddsflytting. Modellen hviler blant annet på en antakelse om at overskudd utelukkende flyttes internt eller netto ut av Europa. Restriksjonen er problematisk, idet flere studier indikerer overskuddsstrømmer fra USA til Europa. Relevansen av disse resultatene forsterkes av redusert selskapsskatt i flere europeiske land. Mulige implikasjoner for Huizinga og Laeven (2008) er feilestimering, som impliserer at

studien portretterer et misvisende bilde på overskuddsflytting i Europa. Fra den empiriske spesifikasjonen er antakelsen om eksogenitet i proxyvariabelen for produktivitet, BNP per innbygger, utsatt. Konkurransen og FDI påvirker BNP, men burde reflekteres i komposittvariabelen, som skal uttrykke incentiver og muligheter til overskuddsflytting. Potensielle konsekvenser for tilhørende koeffisient og resultatene i studien, er underestimert.

Fremtidige studier på overskuddsflytting i Norge er tjent med å forbedre det tilgjengelige datagrunnlaget. Det bør prioriteres å gjøre konsernstrukturen mer fullstendig for norske flernasjonale selskaper og få tilgang til mer informasjon om utenlandske eiere. Omfanget av gjeldsskifting er et videre område som bør undersøkes, ettersom det per i dag eksisterer lite informasjon. Videre oppfordringer rettes mot OECD sitt BEPS-prosjekt og virkningen av disse tiltakene på overskuddsflytting. Preventive effekter er trolig allerede synlige, men det er først når praksisen endelig implementeres at den totale effekten av tiltakene tydeliggjøres. Dersom forslaget fra Scheel-utvalget om reduksjon i selskapsskatten fra 27 til 20 % gjennomføres, endres incentivene til overskuddsflytting blant flernasjonale selskaper. Dette er svært en interessant problemstilling for fremtidige studier, og våre resultater styrkes dersom de negative profitabilitetsforskjellene øker.

Figuroversikt

FIGUR 1 - UTVIKLING I GJENNOMSNITTLIG PROFITABILITET 2007 - 2012	33
FIGUR 2 - TETHETSFUNKSJON FOR GJENNOMSNITTLIG SALGSINNTÆKT.....	35
FIGUR 3 - RELATIV BRANSJEFORDELING INNENFOR GRUPPENE MNC OG DC	37
FIGUR 4 - FORDELING MELLOM MNC OG DC INNENFOR ÉN BRANSJE	37

Tabelloversikt

TABELL 1 - UTVALGSRESTRIKSJONER 2007-2012	28
TABELL 2 - ANTALL OBSERVASJONER PER ÅR	29
TABELL 3 - DESKRIPTIV STATISTIKK	30
TABELL 4 - SALGSKVANTILER.....	36
TABELL 5 - ANTALL STATUSSKIFTER (2007 – 2012).....	41
TABELL 6 - HOVEDREGRESJONER	44
TABELL 7 - REGRESJONER FRA HVER BRANSJE	53
TABELL 8 - REGRESJONER MED FJERNING AV ÅR RUNDT STATUSSKIFTER.....	57
TABELL 9 - OVERSIKT OVER ANTATT SKATTEUNNDRAGELSE I PERIODEN 2007 - 2012	59
TABELL 10 - OVERSIKT OVER AGGREGERT OVERSKUDDSFLYTTING	61
TABELL 11 - ALTERNATIVE PROFITABILITETSMÅL	63
TABELL 12 - REGRESJONER ETTER SALGSKVANTILER (2007-2012)	65
TABELL 13 - REGRESJONER MED 20 SALGSKVANTILER.....	67

Litteraturoversikt

- Arias, O. S., Sánchez-Páramo, C., Dávalos, M. E., Santos, I., Tiongson, E. R., Gruen, C., . . . Cancho, C. A. (2014). *Back to work: growing with jobs in Europe and Central Asia*: World Bank Publications.
- Balsvik, R., & Haller, S. A. (2010). Picking “Lemons” or Picking “Cherries”? Domestic and Foreign Acquisitions in Norwegian Manufacturing. *The Scandinavian Journal of Economics*, 112(2), 361-387.
- Balsvik, R., Jensen, S., Møen, J., & Tropina, J. (2009). SNF Rapport nr. 11/09, Kunnskapsstatus for hva økonomisk forskning har avdekket om flernasjonale selskapers internprising i Norge. *SNF prosjekt nr. 1374*.
- BBC. (2012). BBC News - Starbucks, Google and Amazon grilled over tax avoidance. Hentet 20.10, 2014, fra <http://www.bbc.com/news/business-20288077>
- Bernard, A. B., Jensen, J. B., & Schott, P. K. (2006). Transfer Pricing by U.S. -Based Multinational Firms . *National Bureau of Economic Research*, WP 12493 .
- Bolghaug, E. (2012, 25. juli). Norges handelspartnere sliter. *Aftenposten*. Hentet fra <http://www.aftenposten.no/okonomi/Norges-handelspartnere-sliter-6950708.html>
- Bragelien, I. (2013, 21/10). Internprising Del 1 . *Styring av større foretak* . 5045, Bergen , Norge : NHH.
- Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J.-W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of international Economics*, 45(1), 115-135.
- Clausing, K. A. (2003). Tax-motivated transfer pricing and US intrafirm trade. *Journal of Public Economics*, 87(9), 2207-2223.
- Devereux, M. P. (2006). The Impact of Taxation on the Location of Capital, Firms and Profit: A Survey of Empirical Evidence . *Oxford University Centre for Business Taxation Working Paper Series*, WP 07/02 .
- Dischinger, M. (2007). Profit Shifting by Multinationals: Indirect Evidence from European Micro Data. Discussion Paper 2007-30, *Department of Economics University of Munich*.
- Dischinger, M., Knoll, B., & Riedel, N. (2014). There's No Place Like Home: The Profitability Gap between Headquarters and their Foreign Subsidiaries. *Journal of Economics & Management Strategy*, 23(2), 369-395.
- Eide, H. W. (2010). *Why did Lidl fail in Norway? : a stakeholder approach*. (Masteroppgave), Universitetet i Agder, Kristiansand. Hentet fra <http://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/135578>

- Energi Norge (2012, 14. August). Elsertifikatinvesteringer og ekstraordinære avskrivninger. Hentet fra <http://www.energinorge.no/getfile.php/FILER/NYHETER/ENERGIPRODUKSJON/brev%20fin%201408%20Elsertifikatinvesteringer%20og%20avskrivninger.pdf>
- Foss, H. F. (2014, Juni 24). Nye regler gir skattesmell. *Dagens Næringsliv*. Hentet fra <https://www.dn.no/nyheter/2014/02/24/Politikk/nye-regler-gir-skattesmell?service=print>
- Gelübcke, J. P. W. (2013). The performance of foreign affiliates in German manufacturing: evidence from a new database. *Review of World Economics*, 149(1), 151-182.
- Gómez-Salvador, R., Messina, J., & Vallanti, G. (2004). Gross job flows and institutions in Europe. *Labour Economics*, 11(4), 469-485.
- Grubert, H. (1997). Another Look at the Low Taxable Income of Foreign-Controlled Companies in the United States. *Office Tax Analysis (OTA) Paper No. 74* . Washington DC: US Treasury Department.
- Grubert, H., Goodspeed, T., & Swenson, D. (1993). Explaining the Low Taxable Income of Foreign-Controlled Companies in the United State. I A. Giovannini, R. G. Hubbard, J. Slemrod, & eds., *Studies in International Taxation*, (s. 237-70). Chigaco: University of Chicago Press.
- Hines Jr, J. R., & Rice, E. M. (1994). Fiscal paradise: Foreign tax havens and American business. *Quarterly Journal of Economics*, 109, 149-82
- Harris, D. G. (1993). The Impact of U.S. Tax Law Revision on Multinational Corporations' Capital Location and Income-Shifting Decisions. *Journal of Accounting Research*, 31 , 111-140.
- Harris, D., Morck, R., & Slemrod, J. B. (1993). Income Shifting in U.S. Multinational Corporations . I A. Giovannini, R. G. Hubbard, J. Slemrod, & eds, *Studies in International Taxation*, (s. 277 – 308). Chigaco: University of Chicago Press.
- Helpman, E., Melitz, M. J., & Yeaple, S. R. (2004). *Export versus FDI with heterogeneous firms*. *The American Economic Review*, 94(1), 300–316.
- Holte, H. C. (2014). Front mot overskuddsflytting. *Dagens Næringsliv*. Hentet fra <http://www.dn.no/meninger/debatt/2014/08/20/2158/Skatt/front-mot-overskuddsflytting>
- Huizinga, H., & Laeven, L. (2008). International profit shifting within multinationals: A multi-country perspective. *Journal of Public Economics*, 92(5), 1164-1182.
- Hymer, S. (1976). *The international operations of national firms: A study of direct foreign investment* (Vol. 14): MIT press Cambridge, MA.

- Hægeland, T., & Møen, J. (2007). Input additionality in the Norwegian R&D tax credit scheme. doi: <http://hdl.handle.net/11250/181297>
- Jacob, J. (1996). Taxes and Transfer Pricing: Income Shifting and the Volume of Intrafirm Transfers. *Journal of Accounting Research*, 34(2), 301-312.
- Klassen, K., Lang, M., & Wolfson, M. (1993). Geographic Income Shifting by Multinational Corporations in Response to Tax Rate Changes. *Journal of Accounting Research*, 31, 141-173 .
- KPMG. (2014, April 3). *OECD Takes Aim At International Hybrid Mismatch Arrangements*. Hentet fra <http://www.kpmg.com/ca/en/issuesandinsights/articlespublications/tnf/pages/tnfc1423.pdf>
- Langli, J. C., & Saudagaran, S. M. (2004). Taxable income differences between foreign and domestic controlled corporations in Norway . *European Accounting Review*, 13(4), 713-741.
- Matlin, D. F. (1990). Re-evaluating the status of flags of convenience under international law. *Vand. J. Transnat'l L.*, 23, 1017.
- Mintz, J., & Smart, M. (2004). Income shifting, investment, and tax competition: theory and evidence from provincial taxation in Canada. *Journal of Public Economics*, 88(6), 1149-1168. doi: 10.1016/s0047-2727(03)00060-4
- Møller, R., & Nordal, E. A. (2012). *FoU og overskuddsflytting i Norge : en empirisk analyse*. (Masteroppgave), NHH, Bergen. Hentet fra <http://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/169467>
- Nordeng, S. A., & Sanderud, A. R. H. (2012). *Overskuddsflytting ved internprismanipulasjon i norske flernasjonale foretak*. (Masteroppgave), NHH, Bergen. Hentet fra <http://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/169933>
- OECD. (2011). Corporate Loss Utilisation through Aggressive Tax Planning. *OECD Publishing*. doi: 10.1787/9789264119222-en.
- OECD. (2012). OECD Model Tax Convention on Income and on Capital 2010 (updated 2010). *OECD Publishing*. doi: 10.1787/9789264175181-en.
- OECD. (2014a) OECD releases first BEPS recommendations to G20 for international approach to combat tax avoidance by multinationals. Hentet fra <http://www.oecd.org/g20/topics/taxation/oecd-releases-first-beps-recommendations-to-g20-for-international-approach-to-combat-tax-avoidance-by-multinationals.htm>

- OECD. (2014b). *Guidelines for APA*. Hentet fra <http://www.oecd.org/tax/transfer-pricing/guidelinesforapa.htm>
- Piscitello, L., & Rabbiosi, L. (2005). The impact of inward FDI on local companies' labour productivity: evidence from the Italian case. *International Journal of the Economics of Business*, 12(1), 35 – 51
- Schneider, S. C. (1988). National vs. corporate culture: Implications for human resource management. *Human Resource Management*, 27(2), 231-246.
- Skattedirektoratet. (2013). Transfer Pricing Årsrapport for 2012. *Transfer Pricing-teamet Skattedirektoratet*. Hentet fra <https://www.skatteetaten.no/upload/PDFer/Offentlig%20TP%20rapport%202012.pdf>
- Skatteetaten. (2013). *Rettledning for RF - 1123 Kontrollerte transaksjoner og mellomværender 2013*. Hentet fra <http://www.skatteetaten.no/upload/Skiemaer/2013/RF-1124B.pdf>.
- Swenson, D. L. (2001). Tax Reforms and Evidence of Transfer Pricing. *National Tax Journal*, 54(1), 7-25.
- Solbakken, K. (2011). *Oljemarkedets påvirkning på tankmarkedet*. (Masteroppgave), NHH, Bergen. Hentet fra <http://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/169369>
- Tax Foundation. (2013). OECD Corporate Income Tax Rates, 1981-2013. Hentet fra <http://taxfoundation.org/article/oecd-corporate-income-tax-rates-1981-2013>
- Tropina, J. (2010). Taxable Income Differences Between Multinational and Domestic Corporations in Norway: A Panel Data Approach. *SNF project No. 1185 "Profit-shifting in Norway: A Theoretical and Empirical Analysis"*
- Waardal, B. (2013). *International corporations and profit shifting in Norway : under the post 2006 tax regime*. (Masteroppgave), NHH, Bergen. Hentet fra <http://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/170100>
- Wooldridge, J. M. (2003). Cluster-sample methods in applied econometrics. *American Economic Review*, 93(2), 133-138.

Appendiks

Appendiks 1 - Utvalgsavgrensing for p5 og p95.

	(OLS) SkI_SI	(FE) SkI_SI	(OLS) SkI_TK	(FE) SkI_TK	(OLS) SkI_EK	(FE) SkI_EK
MNC	-0.0158*** (0.00212)	-0.0156*** (0.00426)	-0.0180*** (0.00131)	-0.00663* (0.00271)	-0.0365*** (0.00557)	-0.0209 (0.0118)
FCC	-0.0172*** (0.00211)	-0.0147*** (0.00446)	-0.0177*** (0.00133)	-0.00676* (0.00290)	-0.0342*** (0.00568)	-0.0232 (0.0126)
DMNC	0.0323* (0.0162)	-0.0233 (0.0125)	-0.0272*** (0.00545)	-0.00555 (0.00665)	-0.114*** (0.0209)	-0.00110 (0.0275)
<i>N</i>	427274	427274	427274	427274	427274	427274

Standard errors in parentheses

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

Appendiks 2 - Fjorårets salg som størrelsesvariabel

	(1)	(2)	(3)	(4)
	POLS	FE	POLS	FE
MNC	-0.0235*** (0.0021)	-0.0173*** (0.0045)		
FCC			-0.0245*** (0.0021)	-0.0171*** (0.0046)
DMNC			0.0109 (0.0166)	-0.0186 (0.0155)
LG/TK	-0.2399*** (0.0026)	-0.1565*** (0.0036)	-0.2400*** (0.0026)	-0.1565*** (0.0036)
MA/EI	0.0212*** (0.0030)	-0.1018*** (0.0050)	0.0212*** (0.0030)	-0.1018*** (0.0050)
Alder 2	0.0169*** (0.0012)	0.0084*** (0.0013)	0.0169*** (0.0012)	0.0084*** (0.0013)
Alder 3	0.0280*** (0.0013)	0.0061** (0.0020)	0.0280*** (0.0013)	0.0061** (0.0020)
Alder 4	0.0415*** (0.0016)	0.0012 (0.0028)	0.0414*** (0.0016)	0.0012 (0.0028)
Lagget Salg 2	0.0327*** (0.0021)	0.0065** (0.0020)	0.0327*** (0.0021)	0.0065** (0.0020)
Lagget Salg 3	-0.0152*** (0.0021)	0.0046* (0.0021)	-0.0152*** (0.0021)	0.0046* (0.0021)
Lagget Salg 4	-0.0291*** (0.0021)	0.0031 (0.0022)	-0.0291*** (0.0021)	0.0031 (0.0022)
Lagget Salg 5	-0.0380*** (0.0022)	0.0043 (0.0025)	-0.0380*** (0.0022)	0.0043 (0.0025)
Industry effects	Yes	No	Yes	No
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	485536	485536	485536	485536
adj. <i>R</i> ²	0.180	0.028	0.180	0.028

Robust standard errors in parentheses, also corrected for clustering within firms

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

Appendiks 3 - Årlig salg som størrelsesvariabel

	(1)	(2)	(3)	(4)
	POLS	FE	POLS	FE
MNC	-0.0248*** (0.00214)	-0.0177*** (0.00445)		
FCC			-0.0258*** (0.00214)	-0.0177*** (0.00457)
DMNC			0.0101 (0.0166)	-0.0175 (0.0153)
LG/TK	-0.239*** (0.00264)	-0.154*** (0.00364)	-0.240*** (0.00264)	-0.154*** (0.00364)
MA/EI	0.0234*** (0.00308)	-0.0917*** (0.00495)	0.0234*** (0.00308)	-0.0917*** (0.00495)
Alder 2	0.0149*** (0.00119)	0.00819*** (0.00128)	0.0149*** (0.00119)	0.00819*** (0.00128)
Alder 3	0.0257*** (0.00129)	0.00739*** (0.00199)	0.0257*** (0.00129)	0.00739*** (0.00199)
Alder 4	0.0391*** (0.00155)	0.00497 (0.00277)	0.0390*** (0.00155)	0.00497 (0.00277)
Salg 2	0.0338*** (0.00225)	0.0809*** (0.00291)	0.0338*** (0.00225)	0.0809*** (0.00291)
Salg 3	-0.00874*** (0.00231)	0.108*** (0.00325)	-0.00872*** (0.00231)	0.108*** (0.00325)
Salg 4	-0.0183*** (0.00232)	0.128*** (0.00352)	-0.0183*** (0.00232)	0.128*** (0.00352)
Salg 5	-0.0282*** (0.00238)	0.143*** (0.00396)	-0.0282*** (0.00238)	0.143*** (0.00396)
Industry effects	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	485536	485536	485536	485536
adj. <i>R</i> ²	0.178	0.040	0.178	0.040

Standard errors in parentheses

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

Utvalgte do-filer

Do-fil 1 – Eksempel på tilpasning og sammensetting: SIFON

Clear all

set more off

capture log close

Eksempel på å gjøre datasettene kompatible med hverandre

*Endrer variabelnavn slik at de er kompatible med de øvrige datasettene (år 2008-2012) for

SIFON.

```
program define endre_type
```

```
local i=2006
```

```
while `i'<=2007 {
```

```
clear
```

```
display `i'
```

```
use "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\sifon`i'.dta"
```

```
destring aargang, replace force
```

```
rename (aargang foretak_type_1 største_utenlandsk_eierandel storst_utenlandsk_eier_landkode) (aar ftype moreier mor_land)
```

```
keep frtk_id aar ftype moreier mor_land
```

```
save "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\SIFON aargang\sifon`i'.dta", replace
```

```
local i=`i'+1
```

```
}
```

```
end
```

```
endre_type
```

*Setter dataene sammen

```
program define appender
```

```
clear
```

```
use "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\SIFON aargang\sifon2006.dta"
```

```
local i=2007
```

```
while `i' <= 2012 {
```

```
append using "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\SIFON aargang\sifon`i'.dta"
```

```
local i=`i'+1
```

```
}  
end  
  
appender  
sort frtk_id aar  
drop if moreier==.  
save "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\Appended\sifon2006_2012.dta", replace
```

Do-fil 2: Sammenkopling av datakilder til endelig datasett og konstruksjon av statusvariabler.

*Eksempel på merge mellom Foretaksdata og regnskapsdata

```
use "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\Appended\foretaksdata2006_2012.dta"  
order frtk_id  
sort frtk_id aar  
merge 1:1 frtk_id aar using "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli  
Sæbøe\Appended\regnskapsdata2006_2012.dta"  
save "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\Merge\frtk_regnskap.dta", replace
```

Statusvariabler

*Rensker i eierandel

```
drop if norsk_inv_eierandel>100&norsk_inv_eierandel!=.  
drop if moreier>100&moreier!=.
```

*Inngående FDI-variabel

```
gen inFDI=(moreier>50&moreier!=.)  
bysort frtk_id aar: egen uFDI_max=max(norsk_inv_eierandel)  
gen utFDI=(uFDI_max>50&uFDI_max!=.)
```

*Genererer variabel for utenlandskkontrollert foretak

```
gen FCC=(inFDI==1)
```

*Genererer variabel for norskkontrollert multinasjonalt foretak

```
gen DMNC=(inFDI==0&utFDI==1)
```

*Genererer variabel for norskkontrollert foretak

```
gen DCC=1 if FCC==0
```

replace DCC=0 if DCC==.

*Genererer variabel for helnorsk foretak

gen DC=(FCC!=1&DMNC!=1)

gen MNC = FCC+DMNC

***Slik at vi bare får en årlig observasjon for hvert selskap**

collapse inFDI - DC MNC moreier ftype, by (frtk_id aar)

save "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\Merge\FDI_var.dta", replace

***Kopler FDI sammen med foretak og regnskapsdata**

use "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\Merge\frtk_regnskap.dta", clear

drop _merge

merge 1:1 frtk_id aar using "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\Merge\FDI_var.dta"

sort frtk_id aar

save "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\Merge\DATA.dta", replace

Do-fil 3: Diverse variabeldefinisjoner og utrensning

*Endrer stiftaar til korrekt verdi

replace stiftaar=2010 if stiftaar==2.01

*Gjør frtk_id numerisk og definerer paneldata.

egen frtk_idpanel = group(frtk_id)

xtset frtk_idpanel aar

*Benytter bransjekodene for å dele inn i bransjegrupper

gen ind=0

*Primærnæring

replace ind=1 if (bransjkny<5000)

*Olje/Gass/Gruvevirksomhet

replace ind=2 if (bransjkny>=5000&bransjkny<10000)

*Industri

replace ind=3 if (bransjkny>=10000&bransjkny<35000)

*Energi/VAR

replace ind=4 if (bransjkny>=35000&bransjkny<40000)

*Bygg/Anlegg

replace ind=5 if (bransjkny>=40000&bransjkny<45000)

*Handel

replace ind=6 if (bransjkny>=45000&bransjkny<49000)

*Skipsfart

replace ind=7 if (bransjkny>=50000&bransjkny<51000)

*Transport/Reiseliv

replace ind=8 if (bransjkny>=49000&bransjkny<58000&ind!=7)

*Tele/IT/Media

replace ind=9 if (bransjkny>=58000&bransjkny<64000)

*Finans/Forsikring

replace ind=10 if (bransjkny>=64000&bransjkny<68000)

*Eiendom/Tjeneste

replace ind=11 if (bransjkny>=68000&bransjkny<69000)

*F&U

replace ind=12 if (bransjkny>=72000&bransjkny<73000)

*Tjenesteyting

replace ind=13 if (bransjkny>=69000&bransjkny<84000&ind!=12)

*Offentlig/Kultur

replace ind=14 if (bransjkny>84000&bransjkny!=.)

*3-sifret NACE bransjekode og dummy

gen bransje3=int(bransjkny/100)

drop if bransje3==.

xi bransje3 i.bransje3

*KPI for å kunne sammenligne med tidligere resultat med utgangspunkt i 1998 som basisår.

gen KPI=0

replace KPI=1.177 if aar==2006

replace KPI=1.186 if aar==2007

replace KPI=1.231 if aar==2008

replace KPI=1.257 if aar==2009

replace KPI=1.288 if aar==2010

replace KPI=1.304 if aar==2011

replace KPI=1.314 if aar==2012

****Genererer hovedvariabler****

***Sum eiendeler**

gen EI=sumeiend/KPI

gen TK=sumgjek/KPI

bysort frtk_id: egen mTK=mean(TK)

***Salgsinntekt**

gen SI=totinn/KPI

bysort frtk_id: egen mSI=mean(SI)

***Effektiv skattesats. Tropina bruker her aarsrs, men vi gjør som i andre masterutredninger og bytter til resfs.**

gen TR=sumskatt/resfs if resfs>0&resfs!=.

bysort aar: egen m_TR=median(TR)

replace TR=0.1 if TR<0.1

replace TR=0.6 if TR>0.6&TR!=.

replace TR=m_TR if resfs<=0

***Genererer endringsvariabler for USG og USF**

sort frtk_idpanel aar

gen USF=utsskf/KPI

bysort frtk_idpanel: gen dUSF=d1.USF

gen USG=utssk/KPI

bysort frtk_idpanel: gen dUSG=d1.USG

***Endring i netto skattefordel og avhengig variabel**

gen dNSF=dUSF-dUSG

gen Skl=(resfs/KPI)+dNSF/TR

replace Skl=(resfs/KPI) if Skl==.&stiftaar>2006&stiftaar<2012

gen Skl_SI = Skl/SI

***Kortsiktig rentebærende gjeld, jf. definisjonen i dokumentasjonen**

gen KRG =rkgjeld_min

replace KRG =rkgjeld_max if KRG==.

*Kortsiktig rentebærende gjeldsandel

gen KRG_TK=KRG/sumgjek

*Kortsiktig ikke-rentebærende gjeldsandel

gen KIRG_TK=(kgjeld/sumgjek)-KRG_TK

*Langsiktig rentebærende gjeldsandel

gen LRG_TK=rlgjeld/sumgjek

*Langsiktig gjeldsandel

gen LG_TK =lgjeld/sumgjek

*Materielle eiendeler

gen MA_EI=((maskanl+eiend)/sumeind)

*Alternative profitabilitetsmål

gen EK=ek/KPI

gen Skl_EK=SkI/EK

gen Skl_TK=SkI/TK

*Lønnskostnadsandel

gen lonnsandel=abs(lonnsos)/(totinn-driftsrs-avskr)

*Genererer årsummier

tab aar, gen (aar_d)

xi aar i.aar

*Aldersdummy

gen alder = (aar-stiftaar)

gen alder0_5_d =inrange(alder,0,5)

gen alder6_10_d =inrange(alder,6,10)

```
gen alder11_20_d =inrange(alder,11,20)
```

```
gen alder21_d =inrange(alder,21,9999)
```

****Alle restriksjonene****

*Avgrensning 1: Beholder selskaper med AS-struktur

```
keep if selskat==1
```

*Avgrensning 2: Fjerner negative gjennomsnittverdier for totalkapital

```
drop if mTK<=1000
```

*Avgrensning 3: Fjerner negative gjennomsnittverdier for salgsinntekt

```
drop if mSI<=0
```

```
drop if SI<0
```

```
drop if SkI_SI==.
```

*Avgrensning 4: Fjerner absoluttmarginer over 100 %

```
drop if abs(SkI_SI)>1
```

*Avgrensning 5: Fjerner absoluttmarginer over 50 %

```
drop if abs((SkI-(resfs/KPI))/SI)>0.5
```

*Avgrensning 6: Fjerner ekstreme gjeldsandel

```
keep if KRG_TK>=0&KRG_TK<=3
```

```
keep if KIRG_TK>=0&KIRG_TK<=3
```

```
drop if LRG_TK<0 | LRG_TK>3
```

*Avgrensning 7: Fjerner observasjoner med realkapitalandel <0 eller >1

```
keep if MA_EI>=0&MA_EI<=1
```

*Avgrensning 8: Fjerner observasjoner med lønnsandel <0 eller >1

```
keep if lonnsandel>=0&lonnsandel<=1
```

*Avgrensning 9: Kaster ut olje/gruve

drop if ind==2

****Lager variabler som teller antall statusbytter****

****Fra DCC til FCC****

Teller overganger fra FCC til DCC (=FMNC), og motsatt

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte FCC_DCC=DCC==1 & FCC[_n-1]==1

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte DCC_FCC=FCC==1 & DCC[_n-1]==1

fra MNC til DC, og motsatt

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte MNC_DC=DC==1 & MNC[_n-1]==1

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte DC_MNC=MNC==1 & DC[_n-1]==1

fra FMNC til DMNC, og motsatt

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte FCC_DMNC=DMNC==1 & FCC[_n-1]==1

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte DMNC_FCC=FCC==1 & DMNC[_n-1]==1

fra DNC til FMNC, og motsatt

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte DC_FCC=FCC==1 & DC[_n-1]==1

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte FCC_DC=DC==1 & FCC[_n-1]==1

fra DNC til DMNC, og motsatt

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte DC_DMNC=DMNC==1 & DC[_n-1]==1

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte DMNC_DC=DC==1 & DMNC[_n-1]==1

total FCC_DCC DCC_FCC MNC_DC DC_MNC FCC_DMNC DMNC_FCC DC_FCC FCC_DC DC_DMNC DMNC_DC

Teller antall statusskifter for MNC

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte MNC_Mul01=MNC_DC==1 & MNC[_n-2]==1 | MNC_DC==1 & MNC[_n-3]==1 | MNC_DC==1 & MNC[_n-4]==1 | MNC_DC==1 & MNC[_n-5]==1 | MNC_DC==1 & MNC[_n-6]==1

Teller antall statusskifter for DC

bysort frtk_idpanel (aar): gen byte MNC_Mul10=DC_MNC==1 & DC[_n-2]==1 | DC_MNC==1 & DC[_n-3]==1 | DC_MNC==1 & DC[_n-4]==1 | DC_MNC==1 & DC[_n-5]==1 | DC_MNC==1 & DC[_n-6]==1

```
tabu aar MNC_Mul01
```

```
tabu aar MNC_Mul10
```

```
drop if MNC_Mul01==1
```

```
drop if MNC_Mul10==1
```

```
*Dropper verdier for alternative profitabilitetsmål*
```

```
tabstat Skl_EK Skl_TK, statistic(p1 p5 median p95 p99) long format
```

```
drop if Skl_EK<=-4.09375|Skl_EK>=6.384639
```

```
drop if Skl_TK<=-.5263158|Skl_TK>=.6975792
```

```
*Salgskvintiler (basert på gjennomsnittlig totalinntekt):
```

```
xtile mSI_groups=mSI, nq(5)
```

```
tab mSI_groups, gen(s)
```

```
*Salgskvintiler (basert på årlig totalinntekt):
```

```
xtile SI_groups=SI, nq(5)
```

```
tab SI_groups, gen(sy)
```

```
drop if alder==.
```

```
save "M:\Data til Joachim Borge Solberg og Thomas Kalleli Sæbøe\Merge\Data_rensket.dta", replace
```

Do-fil 4 – Eksempler på regresjoner

```
*Hovedspesifikasjon. Dette er utgangspunktet vårt, og vi rapporter ikke alle varianter av denne.
```

```
**Regresjon inkl. FCC og DMNC og bransje3*
```

```
reg Skl_SI MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust  
eststo si_mnc
```

```
xtreg Skl_SI MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar s2 s3 s4 s5, robust fe
```

```
eststo si_mnc_fe
```

```
reg Skl_SI FCC DMNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel)  
robust
```

```
eststo si
```

```
xtreg Skl_SI FCC DMNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar s2 s3 s4 s5, robust fe
```

```
eststo si_fe
```

```
reg Skl_SI MNC, cluster(frtek_idpanel) robust
```

```
eststo utenkontroll_mnc
```

```
xtreg Skl_SI MNC, robust fe
```

```
eststo utenkontroll_mnc_fe
```

```
esttab si_mnc si_mnc_fe si_si_fe utenkontroll_mnc utenkontroll_mnc_fe using hoved_ekstra.tex, replace drop(_cons) se(4) b(4) ar2 order(MNC FCC DMNC) indicate("Year eff. = *aar*" "Industry eff. = *bransje3*")
```

Regresjoner for hver industri

```
bysort ind: eststo, prefix(industri): reg Skl_SI MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust
```

```
bysort ind: eststo, prefix(industri_fe): xtreg Skl_SI MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar s2 s3 s4 s5, robust fe
```

***Regresjoner hvor vi har fjernet årene rundt statusskiftet**

***Samme regresjoner som i hovedregresjonen, men legger inn ny utvalgsrestriksjon**

Fjerner observasjoner fra året før selskapet går fra MNC til DCC

```
bysort frtek_idpanel (aar): gen sumMNC_DC=sum(MNC_DC)
```

```
bysort frtek_idpanel (aar): drop if MNC_DC[_n-1]==1
```

```
bysort frtek_idpanel (aar): drop if sumMNC_DC>0
```

Sletter året med overgang fra DC til MNC og året etter overgang

```
bysort frtek_idpanel (aar): drop if DC_MNC==1|DC_MNC[_n+1]==1
```

****Robusthetsanalyse, utvalgte eksempler****

Alternative profitabilitetsmål

Totalkapitalrentabilitet

```
reg Skl_TK MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust
```

```
eststo tk_mnc
```

```
xtreg Skl_TK MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust fe
```

```
eststo tk_mnc_fe
```

```
reg Skl_TK DMNC FCC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust
```

eststo tk

```
xtreg SkI_TK DMNC FCC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust fe
```

eststo tk_fe

EK-rentabilitet

```
reg SkI_EK MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust
```

eststo ek_mnc

```
xtreg SkI_EK MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust fe
```

eststo ek_mnc_fe

```
reg SkI_EK DMNC FCC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust
```

eststo ek

```
xtreg SkI_EK DMNC FCC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust fe
```

eststo ek_fe

Størrelse

Siden vi er usikker på hvor god variabelen for størrelse er, har vi en regresjon for hvert kvintil

```
bysort mSI_groups: eststo, prefix(salg_mnc): reg SkI_SI MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust
```

```
bysort mSI_groups: eststo, prefix(salg_mnc_fe): xtreg SkI_SI MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar s2 s3 s4 s5, robust fe
```

```
bysort mSI_groups: eststo, prefix(salg): reg SkI_SI FCC DMNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 s2 s3 s4 s5, cluster(frtek_idpanel) robust
```

set more off

```
bysort mSI_groups: eststo, prefix(salg_fe): xtreg SkI_SI FCC DMNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar s2 s3 s4 s5, robust fe
```

Bruker lagget størrelsesvariabel

*Salgskvintiler(basert på fjorårets totalinntekt):

```
xtile SI_l_groups=SI_lag, nq(5)
```

```
tab SI_l_groups, gen(sl)
```

```
reg SkI_SI MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 sl2 sl3 sl4 sl5, cluster(frtek_idpanel) robust
```

eststo mnc_lag

```
xtreg SkI_SI MNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar sl2 sl3 sl4 sl5, robust fe
```

eststo mnc_lag_fe

```
reg SkI_SI FCC DMNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar i.bransje3 sl2 sl3 sl4 sl5, cluster(frtek_idpanel)
robust
```

```
eststo lag
```

```
xtreg SkI_SI FCC DMNC LG_TK MA_EI alder6_10_d alder11_20_d alder21_d i.aar sl2 sl3 sl4 sl5, robust fe
```

```
eststo lag_fe
```

```
*Utvider til 20 kvintiler for størrelse*
```

```
xtile SI_l_groups20=SI_lag, nq(20)
```

```
tab SI_l_groups20, gen(sl)
```