



Hva skjer med skattepliktig inntekt når et selskap blir multinasjonalt?

Semesteroppgave i BUS444 Økonometri for regnskap og økonomisk styring
Norges Handelshøyskole
Våren 2019

Innholdsfortegnelse

1. Introduksjon	3
2. Eksisterende litteratur	3
3. Empirisk spesifisering	5
3.1 Empirisk modell	5
3.2 Kontrollvariabler	5
4. Data	7
4.1 Restriksjoner i datasettet	7
4.2 Deskriptiv statistikk	10
5. Analyse	11
5.1 Metoder	12
5.1.1 OLS	12
5.1.2 FE	14
5.2 Hovedresultater	15
6. Robusthetsanalyse	21
7. Konklusjon	25
8. Referanser	26
9. Appendiks	28

1. Introduksjon

Viktigheten av multinasjonale selskaper (MNCs) i verdensøkonomien øker. Dette skaper flere positive ringvirkninger som teknologioverføring og vekst. Imidlertid er konsekvensen at bedrifter kan plassere inntekter fra høyskatteland til lavskatteland, noe som fører til lavere beskatning i høyskatteland. I det videre vil vi definere en slik praksis som inntektsskifting. Inntektsskifting kan ta form ved bruk av internpriser for å flytte overskudd fra høyskatteland til lavskatteland. Dette innebærer at priser på varer og tjenester internt i en bedrift settes kunstig høyt. Alternativt kan multinasjonale selskaper skifte inntekt i form av finansiering av agenturer i høyskatteland ved hjelp av interne lån. Disse praksisene har gjort at OECD har satt inn initiativ for å redusere inntektsskiftingen.

Basert på det ovennevnte vil i denne oppgaven replikere studien til Bakke, Hopland og Møen (2018) og undersøke i hvor stor grad multinasjonale selskaper benytter seg av inntektsskifting. Vår hypotese er at dersom en slik praksis finner sted vil selskaper rapportere lavere skattepliktig inntekt i Norge når de blir multinasjonale. For å undersøke om vår hypotese er riktig vil vi studere lønnsomhetsforskjeller mellom multinasjonale og nasjonale selskaper. Dersom vi oppdager at multinasjonale selskaper har lavere lønnsomhet enn nasjonale, er dette et tegn på at de bedriver inntektsskifting.

Vår analyse baserer seg på et datasett bestående av 12 år med paneldata hvor vi ser på utbredelsen av inntektsskiftingen i årene 2000 til 2011 i Norge. I tillegg ser vi på hvordan skattemyndighetens økte innsats for å overvåke internprisene fra 2007/2008 påvirker lønnsomheten til multinasjonale og nasjonale selskaper.

Oppgaven vil ha følgende struktur: I seksjon 2 vil vi først redegjøre for hva som finnes av litteratur vedrørende inntektsskifting. I seksjon 3 presenterer vi den empiriske modell vi legger til grunn i analysen vår. I seksjon 4 forklarer vi hvilke restriksjoner vi har gjort for å komme frem til det endelige utvalget, i tillegg til å presentere deskriptiv statistikk. I seksjon 5 forklarer vi først hvilke metoder vi har brukt i estimeringen av modellen vår. Deretter legger vi frem hovedresultatene våre, og sammenligner disse med funnene til Bakke et al. (2018). Avslutningsvis vil i seksjon 6 utføre en analyse for å undersøke hvor robuste resultatene våre er.

2. Eksisterende litteratur

I denne delen av oppgaven skal vi se nærmere på hva som finnes av eksisterende litteratur om inntektsskifting. Mange store internasjonale selskaper som Google, Apple og Starbucks har fått mye medieoppmerksomhet for vellykkede strategier for skatteunndragelse i form av å flytte inntekt til skatteparadis (Bakke, Hopland og Møen, 2018). Skattemyndigheter verden over har også funnet mange tilfeller av ulovlig skatteunndragelse. Bakke et al. (2018) skriver at det i litteraturen ser ut til å mangle

en god analyse av hvor stort problemet med inntektsskifting og skatteunndragelse er på et aggregert nivå. I denne replikasjonen av studien til Bakke et al. (2018) har vi forsøkt å se på endringer i lønnsomhet når norske selskaper omregistreres til å bli multinasjonale selskaper.

Tilsvarende studie har blitt gjennomført i USA tidlig på 90-tallet. Grubert, Goodspeed og Swenson (1993) har sett på forskjeller mellom selskaper som er kontrollert fra USA og selskaper som er kontrollert fra utlandet. Etter å ha justert for en rekke ulike faktorer, konkluderer de med at internprising står for en reduksjon i skattbar inntekt på hele 35 prosent blant selskaper som er kontrollert fra utlandet. Videre fant de at en stor andel selskaper registrert i USA men som var kontrollert fra utlandet hadde avkastning nær null.

Dette arbeidet er blitt kritisert av Blouin, Collins og Shackelford (2005) for å ikke justere tilstrekkelig for geografisk tilhørighet i landet. Blouin, Collins og Shackelford gjorde en ny studie der de brukte «difference in difference» til å sammenligne 62 store selskaper før og etter at de ble kjøpt opp av utenlandske og nasjonale selskaper. I denne studien ble det ikke funnet noe bevis på at utenlandsk oppkjøp fører til en skattereduksjon som er annerledes enn om selskapet ble kjøpt opp av et annet nasjonalt selskap.

Både vi og Bakke et al. (2018) har et vesentlig større datasett som går over en lang periode og hvor selskapene har stor variasjon i størrelse. Samtidig kan vi og ta hensyn til kritikken fra Blouin, Collins og Shackelford ved å kontrollere for uobserverbare firmaspesifikke effekter på lønnsomhet som kan korrelere med at et selskap blir multinasjonalt.

Grubert og Mutti (1991) samt Hines og Rice (1994) har sett på hvordan skatteinsentiver kan påvirke inntektsskifting. I senere studier har Grubert konkludert med at en liten andel av forskjellen som ble funnet av Grubert, Goodspeed og Swenson (1993) skyldes internprising (Grubert, 1998 og Grubert, 2008). Bernard, Jensen og Schott (2006) har også sett på internprising i USA og funnet ut at manipulerte internpriser kan ha ledet til en skattereduksjon på totalt fem og en halv milliarder dollar. Bakke et al. (2018) understreker at faktisk verdi av åndsverk og interne tjenester er tilnærmet umulig å stadfeste. Denne typen estimer av tapt skatteinntekt på grunn av manipulert internprising må derfor anvendes med forsiktighet.

Det kan hevdes at bedrifter kan skjule manipulerte internpriser ved å justere alle utgående priser på en måte som gjør at det er vanskelig å identifisere manipulerte internpriser. Cristea og Nguyen (2016) forsøker å justere for dette og finner at danske multinasjonale selskaper reduserer eksportverdien med 5,7 til 9,1 prosent når de eksporterer til land med lave skattesatser.

Et av hovedfunnene i en oversiktsartikkel av Dharmapala (2014) er at nye studier som er basert på nye og store datasett, indikerer at problemene med “*base erosion and profit shifting*” er mye mindre enn det tidligere studier har indikert. Andre studier har funnet en tydelig nedgang i effektive skattesatser generelt, men at det her ikke er noen forskjell på multinasjonale og nasjonale selskaper (Markle & Shackelford, 2012 og Dyreng, Hanlon, Maydew, & Thornock, 2014). Bakke et al. (2018) foreslår at disse noe motstridende resultatene kan skyldes en likevekt i markedet der investorer vil kreve lik avkastning etter skatt, og at selskaper i sektorer som kan redusere skatt ved å endre status til multinasjonale selskap, må gjøre dette, ellers vil de bli utkonkurrert og gå konkurs.

3. Empirisk spesifisering

3.1 Empirisk modell

Vi ønsker å finne ut om det er lønnsomhetsforskjeller mellom nasjonale og multinasjonale selskaper. Modellen vi skal estimere er

$$\Pi_{it} = \beta_0 + \beta_1 MNC_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

der Π_{it} er lønnsomhet for bedrift i i år t , målt som skattepliktig inntekt i prosent av totale eiendeler. MNC_{it} er en dummyvariabel som indikerer hvorvidt et selskap er multinasjonalt eller ikke. Uten kontrollvariabler vil OLS-estimatet til koeffisienten β_1 fange opp den gjennomsnittlige differansen i lønnsomhet mellom multinasjonale og nasjonale selskaper. X_{it} er en vektor av kontrollvariabler, som består av langsiktig og kortsiktig gjeld som prosent av totale eiendeler, materielle eiendeler som prosent av totale eiendeler, samt variabler som kontrollerer for størrelse og alder. Kontrollvariablene er beskrevet nærmere i seksjonen under. De tre siste leddene i modellen er feilledd. Vi estimerer λ_t ved å inkludere dummyvariabler som fanger opp tidseffekter. α_i er bedriftsspesifikke faste effekter som vi kontrollerer for ved å bruke en estimator for variasjon innad i gruppene. I tillegg vil regresjonene inkludere et interaksjonsledd for industri og år.

3.2 Kontrollvariabler

I modellen vår har vi inkludert flere variabler for å kontrollere for andre faktorer enn inntektsskifting som kan påvirke forskjellen i lønnsomhet mellom nasjonale og multinasjonale selskaper. Kontrollvariablene, som vi har hentet fra Bakke et al. (2018), er følgende:

- *Gjeldsandel*: Vi definerer gjeldsandel som langsiktig og kortsiktig rentebærende gjeld, samt kortsiktig ikke-rentebærende gjeld, over totale eiendeler. På denne måten kontrollerer vi for forskjeller i lønnsomhet grunnet ulik gjeldsandel.
- *Andel materielle eiendeler*: Vi definerer denne kontrollvariabelen som materielle eiendeler over totale eiendeler. Denne inkluderer vi for å kontrollere for forskjeller i lønnsomhet som oppstår av ulik andel materielle eiendeler. Selskaper med høy andel materielle eiendeler kan ta pant i disse eiendelene, og vil dermed lettere kunne få finansiering. Imidlertid kan det tenkes at slike selskaper har store avskrivninger, noe som vil redusere resultatet. Dermed vil effekten av materielle eiendeler på lønnsomhet være usikker.
- *Størrelse*: Siden størrelsen på selskapet kan ha betydning for lønnsomheten, må vi kontrollere for dette. Eksempelvis vil store selskaper gjerne ha stordriftsfordeler, som vil redusere kostnadene. Vi gjør som Bakke et al. (2018) og definerer størrelse som salgsinntekt. For å få mer tolkbare koeffisienter skalerer vi størrelsene.
- *Aldersdummyer*: Denne variabelen er inkludert for å korrigere for forskjeller i lønnsomhet grunnet ulik alder til selskapene. Vi forventer at nyoppstartede selskaper har lavere lønnsomhet enn godt etablerte selskaper. Dummyvariablene deles opp i tre alderskvartiler, fra 0 til 5 år, fra 6 til 10 år, samt 11 til 20 år. Referansekategori blir dermed selskaper som er eldre enn 20 år.
- *Årsdummyer*: For å kontrollere for makroøkonomiske forhold, som eksempelvis rentenivå, inflasjon og valutasvingninger, inkluderer vi årsdummyer. Vi har med årsdummyer for hvert år i forhold til referanseåret som er 2000.
- *Bransjedummyer*: Siden det gjerne vil være ulik lønnsomhet i forskjellige bransjer må dette kontrolleres for i analysen. Derfor har vi med bransjedummyer.
- *Interaksjonsledd mellom årsdummyer og bransjedummyer*: Det er viktig å være klar over at makroøkonomiske forhold, som fanges opp av årsdummyene, ikke vil påvirke alle bransjer likt. Eksempelvis vil en eksportbedrift være ulikt påvirket av valutasvingninger enn en bedrift som opererer i det innenlandske markedet. Dette er fordi eksport- bedrifter får en valutakurseffekt som de lokale ikke trenger å ta hensyn til. Ved å lage et interaksjonsledd mellom årsdummyer og bransjedummyer tar vi imidlertid hensyn til at det ikke er én tidstrend som er lik for alle. Med andre ord åpner vi opp for at det er ulike tidstrender for ulike typer selskaper.

4. Data

4.1 Restriksjoner i datasettet

For å estimere modellen bruker vi regnskapsdata og foretaksdata fra årene 2000 til 2011. Totalt inneholder dette datasettet 111 994 observasjoner der 1,7 prosent av observasjonene er multinasjonale selskaper. Vi må imidlertid gjøre flere restriksjoner før vi gjennomfører regresjonen. Dette gjør vi for å fjerne ekstremverdier som kan være skadelige for validiteten til analysen, og for å forenkle datagrunnlaget til regresjonsanalysen. Restriksjonene vi har gjort er oppsummert i Tabell 1.

Tabell 1: Restriksjoner

	Totalt	MNC	Nasjonale
Orginalt datasett	119.994	1.994	106.068
Fjerner "missing values" eierstruktur	82.449	2.250	80.199
Fjerner industriene olje, gruvedrift og finans	77.930	2.087	75.843
Fjerner ikke aksjeselskaper	66.812	1.961	75.843
Totale eiendeler ≥ 1 mill NOK	48.450	1.763	64.851
Positive salg	44.193	1.606	46.587
TI/totale eiendeler, TI/totale inntekter < 1	40.274	1.527	42.687
Gjeldsgrad ≤ 3	40.086	1.515	38.571
Firmaer som skifter status, fjerner årene omkring (t-1) og (t+1)	476	159	317

Det første vi gjør er å ekskludere såkalte “missing values”, som er selskaper vi mangler informasjon om eierstrukturen. I perioden 2000 til 2002 vet vi nemlig ikke hvorvidt selskapene er utenlandske eller ikke. I og med at det skjer i årene 2000 til 2002, ser det ut til å være en systematisk feil i datasettet. En systematisk feil kan skape målefeil og føre til forventningsskjevne estimatorer. For å unngå dette har vi valgt å fjerne “missing values”. Samtidig er vi klare over at det er en avveining mellom å ha mange observasjoner og presisjon i datasettet. Avgjørelsen om å fjerne observasjoner uten informasjon om eierstruktur gjør vi at vi sitter igjen med få observasjoner, noe som kan føre til at vi får færre signifikante resultater.

Videre har vi fjernet alle selskaper i olje-, gruve- og finanssektoren. Dette er fordi selskaper i finanssektoren er vanskelig å sammenligne med andre industrier ettersom deres kapitalstruktur er svært forskjellig fra andre selskaper. Videre er det nesten ingen nasjonale selskaper i olje- og gruvesektoren som kan fungere som kontrollselskaper. I tillegg er selskaper i olje-, gruve- og finanssektoren underlagt spesielle lover og regler.

Neste steg er å fjerne ekstremverdier i datasettet. Vi fjerner først alle selskaper som ikke er aksjeselskaper. Videre fjerner vi alle selskaper som har totale eiendeler under 1 000 000 NOK. I tillegg fjerner vi selskaper med negativt salg. Deretter ekskluderer vi selskaper med lønnsomhet under -100 prosent og over 100 prosent.

Hittil har vi fjernet selskaper i industrier som er lite sammenlignbare, samt ekstremverdier i datasettet. Som vist i Tabell 1 gir dette oss 40 274 gjenstående observasjoner. I det videre vil vi referere til dette som “full sample”.

For å få sammenlignbare observasjoner må vi i tillegg gjøre tre restriksjoner til. Først fjerner vi selskaper med gjeld som overstiger tre ganger totale eiendeler. Videre ønsker vi kun å beholde selskaper som skifter status fra multinasjonalt til nasjonalt, eller omvendt. Med andre ord fjerner vi selskaper som har vært multinasjonale i alle år, eller som har vært nasjonale i alle år. På denne måten sikrer vi at vi sammenligner “epler og epler”. Eksempelvis sammenligner vi ikke Starbucks med et norsk snekkerfirma. Vi sammenligner kun selskaper som startet som nasjonale norske selskap, som får suksess og ekspanderer til utlandet, eller som blir kjøpt opp av et utenlandsk konsern.

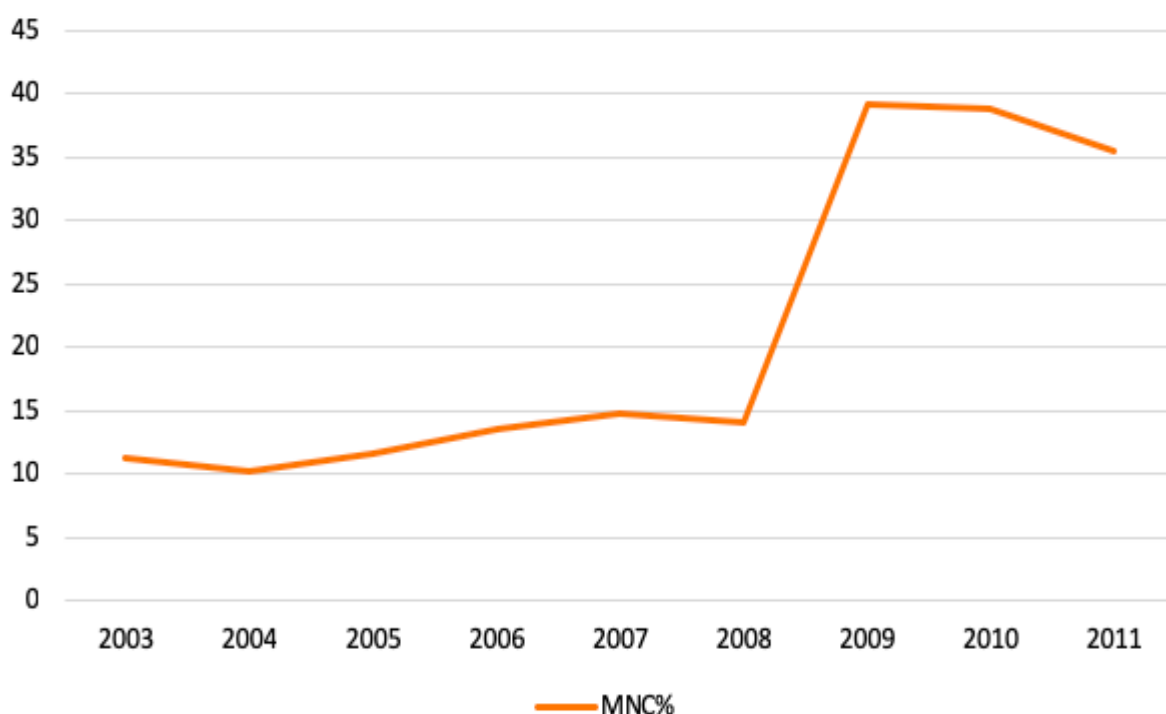
Den tredje restriksjonen vi må gjøre er å fjerne årene rundt et statusskifte. Vi kan tenke oss et nasjonalt selskap som ønsker å ekspandere til utlandet gjerne har hatt høy lønnsomhet i årene før statusskifte. Dersom vi ikke fjerner årene før et statusskifte fra nasjonalt til multinasjonalt kan det tenkes at vi overestimerer inntektsskiftingen. Vi fjerner dermed positive lønnsomhetssjokk i datasettet ved å utelate disse observasjonene. På den andre siden vil et nasjonalt selskap som nettopp har ekspandert til utlandet gjerne ha midlertidig lavere lønnsomhet, grunnet høye investeringer og aggressive prisingsstrategier. Hvis vi ikke fjerner årene etter statusskifte vil vi også overestimere inntektsskiftingen. Når det gjelder valget av hvor mange år vi fjerner rundt et statusskifte, må vi ta hensyn til at vi har et kort panel. Vi har derfor valgt å bruke “short differences” heller enn “long differences”. Vi fjerner dermed observasjoner fra ett år før til ett år etter statusskifte, altså observasjoner fra $t - 1$ til $t + 1$ for selskaper som skifter status i år t . Totalt fjerner vi dermed tre år. Siden det gjerne tar mer enn ett år før endringer materialiserer seg i regnskapet før og etter et statusskifte, må det bemerkes at vår analyse kan være utsatt for målefeil. Dette vil vi adressere nærmere i robusthetsanalysen. Likevel mener vi at det virker rimelig å bruke “short differences” i analysen, fordi vi ellers ville fått et for snevert datagrunnlag.

Ved å ta hensyn til de to siste restriksjonene får vi antall observasjoner lik 476. Av disse utgjør multinasjonale selskaper 33,4 prosent.

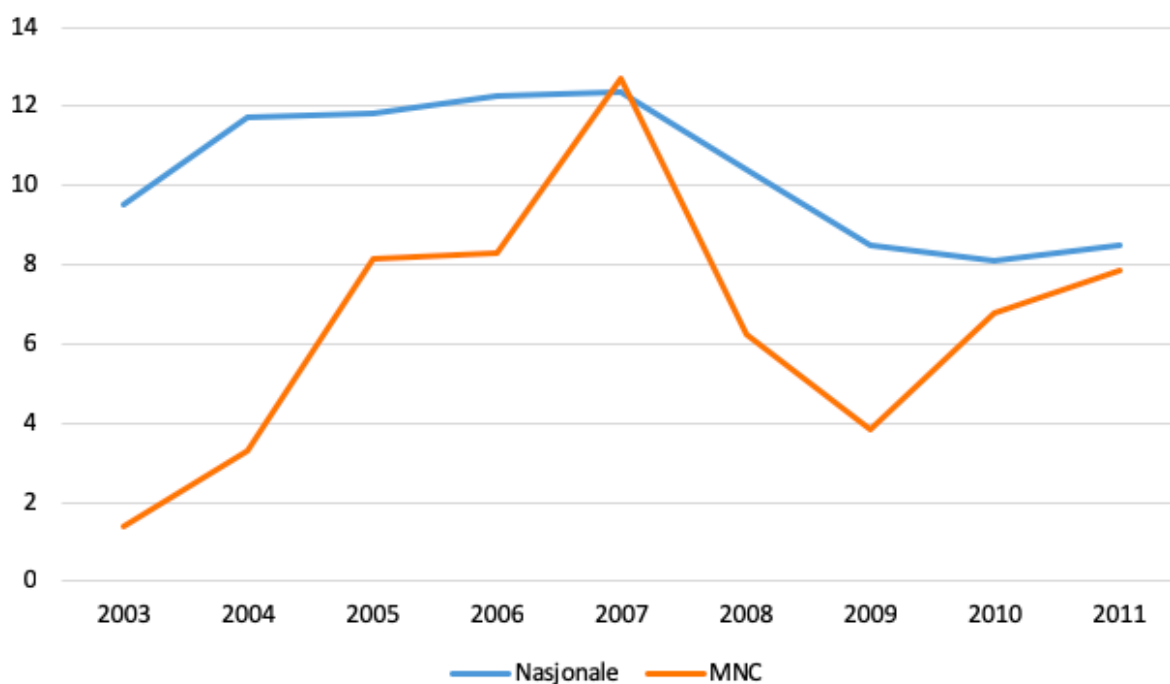
Vi ønsker å se nærmere på hvor stor andel multinasjonale selskaper utgjør av norsk økonomi. Figur 1a illustrerer total inntekt generert av multinasjonale selskaper som prosent av totale inntekter for alle selskaper i Norge. I 2003 ble ca. 11 prosent av inntektene generert av multinasjonale selskaper. Denne andelen har økt gradvis frem til 2007, med noe fall fra 2007 til 2008. Fra 2008 til 2009 ser vi en signifikant økning. Etter 2009 faller derimot andelen noe, som kan skyldes ettervirkninger av finanskrisen i 2007. I 2011 ligger andelen omkring 35 prosent. I perioden ser vi altså at andelen inntekter generert av multinasjonale selskaper har økt betraktelig, noe som henger sammen med økende globalisering.

I Figur 1b ser vi på forskjeller i avkastning til totale eiendeler mellom nasjonale og multinasjonale selskaper. Som det fremgår av figuren har nasjonale selskaper nesten alltid høyere lønnsomhet enn multinasjonale. I perioden øker lønnsomheten til multinasjonale selskaper frem til finanskrisen, der vi ser en markant nedgang. Videre ser vi at lønnsomheten til multinasjonale selskaper gradvis øker igjen etter 2009 og at i 2011 er lønnsomheten til multinasjonale og nasjonale selskaper omtrent lik.

Figur 1a: Total inntekt til MNC som prosent av totale inntekter for alle selskaper



Figur 1b: Sammenligning av lønnsomhet mellom nasjonale og multinasjonale selskaper



Disse figurene er basert på "full sample".

4.2 Deskriptiv statistikk

I denne delen skal vi presentere dataene ytterligere. For å kunne sammenligne dataene på tvers i årene har vi justert alle tall til 1998-kroner. I panel A ser vi at nasjonale selskaper har en gjennomsnittlig avkastning til eiendeler på 9,53 prosent, mens multinasjonale selskaper har en gjennomsnittlig avkastning på 4,31 prosent, altså 5,22 prosentpoeng eller 121,1 prosent lavere. Dette stemmer i henhold til vår hypotese nevnt innledningsvis der vi antar at når selskaper blir multinasjonale, så går det skattepliktige inntekt i Norge ned. Vi kan merke oss at de gjennomsnittlige avkastningene presentert i Tabell 2 samsvarer med de gjennomsnittlige årlige avkastningene vist i Figur 1b.

I panel B ser vi på forskjellige persentiler for avkastning til eiendeler. Vi bemerker oss at multinasjonale selskaper har resultater som er nærmere null enn nasjonale selskaper. Dette kan skyldes at multinasjonale selskaper har muligheten til å flytte overskuddet sitt til land med lavere skattesats. Ser vi videre på de positive resultatene er disse stort sett høyere for de multinasjonale selskapene enn for de nasjonale selskapene. Når vi ser på de negative resultatene ser det ut til at multinasjonale selskaper har noe større tap enn de nasjonale selskapene.

Panel C viser andelen av observasjoner som har positiv skattepliktig inntekt. Vi observerer at det er en differanse på 9 prosentpoeng mellom multinasjonale og nasjonale selskaper. Dette samsvarer med resultatene vi fikk i panel A.

Tabell 2: Deskriptiv statistikk for lønnsomhet

	<i>Totalt</i>	<i>MNC</i>	<i>Nasjonale</i>
<i>Panel A: Gjennomsnittlig avkastning til eiendeler</i>	7,79	4,31	9,53
Standardavvik	20,66	25,00	17,92
<i>Panel B: Persentiler for avkastning til eiendeler</i>	<i>Totalt</i>	<i>MNC</i>	<i>Nasjonale</i>
10. persentil	-12,53	-33,20	-6,15
25. persentil	-0,35	-5,50	0,64
50. persentil	6,13	5,91	6,28
75. persentil	16,11	16,61	15,80
90. persentil	34,25	38,13	33,58
<i>Panel C: % av observasjoner med positivt skattepliktig resultat</i>	<i>Totalt</i>	<i>MNC</i>	<i>Nasjonale</i>
	74%	68%	77%
<i>Observasjoner</i>	<i>476</i>	<i>159</i>	<i>317</i>

5. Analyse

Basert på datagrunnlaget etter restriksjonene vi har gjennomført vil vi i denne delen estimere regresjonsmodellen redegjort for i seksjon 3. Dersom vi observerer lønnsomhetsforskjeller mellom nasjonale og multinasjonale selskaper, kan dette indikere at det foreligger internprismanipulasjon hos selskaper som opererer i Norge. I det følgende skal vi først diskutere metodene vi har valgt for å estimere modellen, for deretter å legge frem våre hovedresultater.

5.1 Metoder

5.1.1 OLS

Den første metoden vi skal benytte er OLS (Ordinary Least Squares). I vår analyse må vi være oppmerksomme på at vi har paneldata, ettersom at vi følger hver bedrift over en tidsperiode. Når vi estimerer en paneldatamodell med OLS får vi Pooled OLS. Selv om OLS for paneldata baserer seg på mange av de samme forutsetningene som klassisk OLS for tverrsnittsdata, er det også signifikante forskjeller som vi må ta hensyn til. Eksempelvis må vi anerkjenne at fortiden påvirker fremtiden når vi analyserer paneldata (Wooldridge, 2014).

En sekvens av uavhengige variabler over tid kalles en stokastisk prosess. Den første antakelsen vi må gjøre er at den stokastiske prosessen følger en modell som er lineær i parameterne. Med andre ord følger den stokastiske prosessen

$$[(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, y_t): t = 1, 2, \dots, n]$$

en lineær modell $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t$ der $[u_t: t = 1, 2, \dots, n]$ er sekvensen av feilledd. Her er n antall tidsperioder. At modellen er lineær i parameterne betyr simpelthen at vi har et plusstegn mellom alle β_i .

For å forklare de resterende antakelsene lar vi $x_t = (x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk})$ være et sett av forklaringsvariabler på tidspunkt t . Videre lar vi $\mathbf{X}$ stå for en vektor bestående av de samlede forklaringsvariablene for alle tidsperiodene.

Den andre antakelsen er at ingen av forklaringsvariablene kan skrives som en perfekt lineær kombinasjon av de andre forklaringsvariablene. Vi tillater imidlertid at forklaringsvariablene kan være korrelerte til en viss grad, men ikke perfekt korrelerte.

Den tredje antakelsen er at for hver tidsperiode er forventet verdi til feilleddet u_t , gitt alle forklaringsvariablene for alle tidsperiodene $\mathbf{X}$, lik null. Med andre ord forutsetter vi at $E(u_t | \mathbf{X}) = 0, t = 1, 2, \dots, n$. Dette er en kritisk forutsetning. Forutsetningen impliserer at feilleddet på tidspunkt t , u_t , er ukorrelert med hver forklaringsvariabel i hver tidsperiode. Hvis u_t er uavhengig av $\mathbf{X}$ og $E(u_t) = 0$ så vil automatisk denne forutsetningen holde. Vi antar også at u_t er ukorrelert med forklaringsvariablene datert til tidspunkt t , slik at $E(u_t | x_{t1}, \dots, x_{tk}) = E(u_t | x_t) = 0$. I så tilfelle $\text{Corr}(x_{tj}, u_t) = 0$ for alle j , der j indikerer en av de k forklaringsvariablene. Dersom noe forårsaker at de uobserverbare faktorene på tidspunkt t korrelerer med noen av forklaringsvariablene, vil denne antakelsen ikke være

oppfylt. De to viktigste grunnene til brudd på antakelsen er utelatte variabler og målefeil. Dersom feilleddene og forklaringsvariablene ikke er korrelerte, har vi eksogene forklaringsvariabler. I motsatt fall heter det at forklaringsvariablene er endogene. Merk her at når vi snakker om feilleddet u_t i en paneldatamodell, så dekomponerer vi feilleddet på følgende måte: $\alpha_i + \varepsilon_{it} = u_{it}$. Når vi antar at $E(u_t|x_t) = 0$ innebærer dette følgelig at både $E(\alpha_i|x_t) = 0$ og at $E(\varepsilon_{it}|x_t) = 0$.

Dersom de tre første antakelsene holder vil vi få forventningsrette OLS-estimatorer, slik at $E(\hat{\beta}) = \beta_j, j = 0, 1, \dots, k$.

I tillegg antar vi at variansen til feilleddet u_t , betinget på $\mathbf{X}$, er den samme over alle tidsperioder, slik at $Var(u_t|\mathbf{X}) = Var(u_t) = \sigma^2, t = 1, 2, \dots, n$. Denne antakelsen innebærer at $Var(u_t|\mathbf{X})$ ikke kan avhenge av $\mathbf{X}$. Her er det tilstrekkelig at u_t og $\mathbf{X}$ er uavhengige og at $Var(u_t)$ er konstant over tid. Dersom denne antakelsen ikke holder sier vi at vi har heteroskedastisitet i feilleddene.

Den siste antakelsen innebærer ingen seriekorrelasjon. Med andre ord må feilleddene i to ulike tidsperioder være ukorrelert, slik at $Corr(u_t, u_s | \mathbf{X}) = 0$ for alle t ulik s . Den enkleste måten å tenke på dette er å se bort ifra betingelsen på $\mathbf{X}$. Da sier denne antakelsen at $Corr(u_t, u_s) = 0$. Dersom denne antakelsen ikke holder har vi seriekorrelasjon (også kalt autokorrelasjon), fordi feilleddene korrelerer over tid. Seriekorrelasjon er bare et potensielt problem i regresjoner med paneldata. Merk at så lenge vi forutsetter streng eksogenitet, altså at $E(u_t|X_t) = 0$, så vil OLS gi forventningsrette estimatorer, til tross for seriekorrelasjon.

For å kunne gjøre inferens med OLS-estimatene må vi i tillegg anta at feilleddene u_t er uavhengig av $\mathbf{X}$ og er normalfordelte.

Når vi benytter paneldata som datagrunnlag i regresjonsanalysen blir imidlertid uavhengighetsantakelsen til feilleddene problematisk. Dette skyldes at lønnsomhet for selskap $i=1$ på tidspunkt t mest sannsynlig har en sammenheng med lønnsomhet til samme selskap på tidspunkt $t-1$. Observasjoner innad et selskap over tid er altså ikke fullstendig uavhengige. Vi kan løse dette problemet i Stata ved å gruppere observasjoner etter organisasjonsnummer i datasettet med Cluster-funksjonen. Dette gjør at feilleddene representerer ulike

tverrsnittsenheter. Som konsekvens av denne sammenkoblingen øker standardfeilen. Likevel vil denne justeringen være fordelaktig, fordi det vil overkomme problemet med at koeffisientene med stor sannsynlighet vil bli overvurdert hvis vi ikke kobler sammen feilleddene.

Pooled OLS har både fordeler og ulemper. Fordelen er at vi utnytter all variasjon både over tid, såkalt *within variation*, og innad i tverrsnitt, såkalt *between variation*. Vi får altså utnyttet variasjon mellom selskaper over tid, men også variasjon innad i hvert selskap. Ulempen med Pooled OLS er at utelatte variabler ofte vil føre til forventningsskjev estimatore. Mange variabler som ikke varierer over tid er uobserverbare, eksempelvis bedriftskultur eller iboende evner ved noen ledere. Dette kaller vi for uobserverbar heterogenitet. Slike uobserverbare variabler inngår i det bedriftsspesifikke støyledet α_i . Dersom vi klarer å kontrollere for uobserverbar heterogenitet, så vil Pooled OLS gi oss forventningsrette og konsistente estimatore. Imidlertid er det svært vanskelig å plukke opp de bedriftsspesifikke effektene ved hjelp av kontrollvariabler. I vårt datasett kan slike effekter være at store multinasjonale selskaper har bedre kvalitet på ledelsen eller en sterk bedriftskultur, noe som kan påvirke lønnsomheten. Problemet er at det er vanskelig å inkludere bedriftskultur eller lederegenskaper som kontrollvariabler i analysen, ettersom det dreier seg om uobserverbare effekter. Konsekvensene av at vi ikke klarer å fange opp disse faste effektene er at koeffisientene vi estimerer fanger opp andre faktorer som ikke inkluderes i modellen. På denne måten risikerer vi å trekke feilaktige konklusjoner.

Som vi nå har sett er det ingen problemer med å bruke OLS for å estimere en paneldatamodell, så lenge samtlige av antakelsene redegjort for i denne seksjonen holder. Likevel mistenker vi at vi får problemer med eksogene forklaringsvariabler grunnet utelatte variabler i vår analyse, noe som bryter med antakelsene.

5.1.2 FE

Dersom vi ikke kan benytte Pooled OLS vil en alternativ metode være FE-metoden. Denne metoden overkommer svakhetene med Pooled OLS, ettersom at vi nå kan kontrollere for de faste bedriftsspesifikke effektene. FE, som står for *fixed effects*, gjør at vi kan kvitte oss med en del utelatte variabler. Kort fortalt går FE-metoden ut på at vi kvitter oss med den uobserverbare heterogeniteten som ligger i α_i . Vi fjerner altså variasjon innad i selskapene.

Som vist i seksjon i 3.1 er feilleddet u_{it} dekomponert i en del som varierer over tid (λ_t), en del som varierer bare på tvers av bedrifter (α_i) og en del som varierer både over tid og på tvers av bedrifter (ε_{it}). Altså har vi at $\lambda_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} = u_{it}$. Hvis vi ikke kontrollerer for alle variabler som kun varierer over tid, vil λ_t forårsake at OLS blir forventningsskjev. Tilsvarende, hvis vi ikke kontrollerer for alle variabler som kun varierer på tvers av bedrifter, vil α_i føre til at OLS blir forventningsskjev. I motsetning til Pooled OLS har vi nå metoder for å kontrollere både for tidseffekter og faste bedriftsspesifikke effekter.

Måten vi kvitter oss på variasjonen innad i selskapene er å ta utgangspunkt i regresjonsmodellen vår

$$\Pi_{it} = \beta_0 + \beta_1 MNC_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

og subtraherer det bedriftsspesifikke gjennomsnittet, slik at vi får

$$\Pi_{it} - \bar{\Pi} = \beta_1(MNC_{it} - \overline{MNC}) + \gamma(X_{it} - \bar{X}) + (\lambda_t - \bar{\lambda}) + (\alpha_i - \bar{\alpha}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon})$$

Siden gjennomsnittet over tid til en variabel som ikke varierer over tid er variabelen selv, får vi at gjennomsnittet til α_i simpelthen er α_i . Nå forsvinner dermed α_i fra ligningen. Vi har nå fått en regresjonsligning der vi definerer variablene som avviket fra sine bedriftsspesifikke gjennomsnitt. Når vi estimerer denne regresjonen med OLS får vi fast effekt-estimatoren, som også kalles for within-groups-estimatoren.

Merk at forskjellen mellom det man estimerer med Pooled OLS og FE kan være dramatisk forskjellig. Dette er fordi Pooled OLS har problemer med utelatte variabler, som vi kan løse med within-groups-transformasjon. Generelt vil derfor regresjoner med faste effekter være foretrukket metode. Det vil derfor være naturlig å ha større tiltro til resultatene fra FE-regresjonene enn OLS når vi legger frem hovedresultatene i seksjonen under.

5.2 Hovedresultater

Resultatene fra regresjonene er presentert i Tabell 3 under. Totalt gjennomførte vi tre regresjoner, én av typen OLS og to med faste effekter. Kolonne (A) viser en enkel OLS-regresjon der vi kun har MNC-dummyvariabelen med års- og industrieffekt. Koeffisienten for

MNC er - 6,12 prosent, noe som betyr at multinasjonale selskaper er i gjennomsnitt 6,12 prosentpoeng mindre lønnsomme enn nasjonale selskaper. Forskjellen er signifikant på 10 prosentnivå. Koeffisienten er litt større enn forskjellen rapportert i Tabell 2, der vi hadde en differanse i lønnsomhet på 5,22 prosentpoeng. I kolonne (B) har vi med faste effekter, noe som betyr at vi utnytter variasjon innad i selskapene som nevnt i seksjonen over. I likhet med den første regresjonen har vi her ikke med noen av kontrollvariablene, kun års- og industrieffekter. Vi ser at MNC-koeffisienten reduseres betraktelig, fra - 6,12 til - 10,33, når vi inkluderer faste effekter, men den er fremdeles sterkt statistisk signifikant. I kolonne (C) utvider vi FE-regresjonen ved å inkludere alle kontrollvariablene som vi beskrev i seksjon 3.2. Dette fører til en økning i koeffisienten til -8,08. Resultatet vi får impliserer at avkastningen til totale eiendeler reduseres med mer enn 8 prosentpoeng når nasjonale selskaper skifter status til multinasjonale. Videre undersøker vi i kolonne (D) om lønnsomhetsforskjeller kan forklares av systematiske forskjeller i risiko, ved å bruke kvadrerte residualer fra hovedregresjonen i kolonne (C) som avhengig variabel. Dersom investeringer i multinasjonale selskaper er systematisk mindre risikable, kan dette indikere at investorene krever lavere avkastning til eiendelene. Imidlertid viser våre resultater ingen signifikante forskjeller i risiko.

Dersom vi sammenligner våre hovedresultater med Bakke et al. (2018) ser vi at vi får en mye større lønnsomhetsforskjell. Imidlertid må det tas i betraktning at våre regresjoner er basert på et langt mindre datasett, og dermed er det ikke unaturlig at vi får andre resultater. Det sentrale er at våre funn støtter resultatene til Bakke et al. (2018) om redusert lønnsomhet for multinasjonale selskaper.

Resultatene i Tabell 3 underbygger vår hypotese om at multinasjonale selskaper bedriver inntektsskifting. Likevel må det bemerkes at resultatene ikke kan tas som absolutte bevis på slik atferd. Det er tenkelig at det finnes andre plausible forklaringer på lønnsomhetsforskjellene som vi fant over. Eksempelvis kan det være at utenlandske selskaper har lavere kapitalkostnader og derfor er mer villige til å akseptere lavere avkastning. Av den grunn gjennomfører vi videre analyser.

Tabell 3: Hovedregresjoner

VARIABLER	(A) Skattepliktig inntekt i % av totale eiendeler	(B) Skattepliktig inntekt i % av totale eiendeler	(C) Skattepliktig inntekt i % av totale eiendeler	(D) Kvadrerte residualer fra kolonne (C)
MNC	-6,116* (3,603)	-10,33** (4,816)	-8,077** (3,682)	109,1 (210,1)
Langsiktig gjeld/totale eiendeler			-22,63** (9,480)	112,9 (540,5)
Kortsiktig gjeld/totale eiendeler			-25,99 (20,23)	1,931* (1,111)
Kortsiktig gjeld/totale eiendeler			4,951 (13,46)	1,973*** (654,6)
Anleggsmidler/totale eiendeler			-1,344 (11,86)	346,1 (429,3)
(Total inntekt) ¹⁰			755,852 (946,712)	-7,996e+06 (3,513e+07)
(Total inntekt ²) ¹⁰			-100,952 (140,402)	-4,450e+06 (6,870e+06)
(Total inntekt ³) ¹⁰			531,868 (746,283)	3,582e+07 (3,937e+07)
(Total inntekt ⁴) ¹⁰			-9,604e+06 (1,273e+07)	-6,791e+08 (6,745e+08)
Alder 0-5 år			-33,28*** (12,37)	116,7 (654,9)
Alder 6-10 år			7,482 (9,567)	231,0 (508,8)
Alder 11-20 år			9,766** (7,905)	-123,0
Konstant	-7,504 (7,027)	-14,57** (6,835)	-12,12 (16,99)	-177,3 (709,5)
Observasjoner	476	476	476	476
Forklaringskraft	0,206	0,314	0,422	0,119
Antall firmaer		112	112	112
Metode	OLS	FE	FE	FE

Robuste standardavvik i parentes

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

I Tabell 4 under presenterer vi flere bevis som er konsistent med inntektsskifting. I kolonne (A) tester vi om nasjonale selskaper har lavere skattepliktig inntekt fordi de lykkes mindre enn nasjonale selskaper, ved å bruke total inntekt i prosent av totale eiendeler som avhengig variabel. Koeffisienten er negativ med en forskjell på -7,13 prosentpoeng og er ikke signifikant. I kolonne (B) ser vi på materialkostnad som prosent av totale kostnader. Vi antar at dersom selskapene bedriver inntektsskifting ved å betale for mye for importvarer, bør andelen materialkostnad øke når de blir multinasjonale. Dette er nøyaktig det vi finner i kolonne (C), da vi ser at multinasjonale selskaper har 2,7 prosentpoeng høyere materialkostnad i prosent av

totale kostnader enn nasjonale selskaper. Hvis et selskap begynner med inntektsskifting ved å øke innenlandsk gjeld, eller ved å kreve for høye renter på innenlandsk gjeld, vil andelen som interne rentekostnader utgjør av totale kostnader øke. Vi finner imidlertid motsatt resultat, men koeffisienten er ikke signifikant. Dette kan forklares av at metoden for inntektsskifting ved å benytte innenlandsk gjeld ikke er særlig utbredt i vårt utvalg.

Tabell 4: Flere bevis på inntektsskifting

	(A)	(B)	(C)
VARIABLER	Total inntekt i % av totale eiendeler	Materialkostnad i % av totale kostnader	Interne rente- kostnader i % av totale kostnader
MNC	-7,132	2,670	-3,254
Observasjoner	476	476	476
Forklaringskraft	0,450	0,638	0,144
Antall firmaer	112	112	112
Robuste standardavvik *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Videre undersøker vi om det er en sammenheng mellom størrelsen på de multinasjonale selskapene og lønnsomhet. Dette gjør vi ved å dele opp utvalget i størrelseskvartiler basert på størrelsen i årene selskapene er observert som multinasjonale. På denne måten sikrer vi at andelen multinasjonale selskaper blir jevnt distribuert langs størrelseskvartilene. Som det fremgår av Tabell 5 under er koeffisientene til MNC-dummyen negative i kolonne (B), (D) og (E), mens kolonne (A) og (C) har positive koeffisienter. Imidlertid er det kun kolonne (C) som er signifikant. Det vi kan bemerke er at vi ser en positiv lønnsomhetsforskjell mellom nasjonale og multinasjonale selskaper for den minste og mellomstore størrelsesgruppen. For de øvrige størrelses- gruppene ser vi en negativ lønnsomhetsforskjell. Bakke et al. (2018) får derimot

andre resultater. De finner at sammenhengen mellom størrelse og lønnsomhet er U-formet, der de mellomstore selskapene er de mest aggressive til å bedrive inntektsskifting. Dette kan forklares av at de mellomstore selskapene ikke er under like tett overvåkning av skattemyndighetene som de største multinasjonale selskapene, og dermed får de lettere utnyttet mulighetene som inntektsskifting fører med seg. Når det gjelder de minste multinasjonale selskapene kan det tenkes at de har begrenset ressurser til å gjennomføre inntektsskifting, eksempelvis grunnet manglende kunnskap. I tillegg er det tenkelig at det er betydelige faste kostnader tilknyttet å sette opp prosedyrer for inntektsskifting. Avviket mellom vår analyse og resultatene til Bakket et al. (2018) kan igjen forklares av at vi har et mindre datasett. Det kan dermed tenkes at de største multinasjonale selskapene i vårt datasett, vist i kolonne (E), tilsvarer størrelsen til de mellomstore selskapene i datasettet til Bakke et al. (2018). Som vi ser fra kolonne (E) er de største selskapene i vårt datasett i gjennomsnitt 0,105 prosentpoeng mindre lønnsomme enn nasjonale selskaper. Vi må imidlertid være forsiktige i å tillegge dette resultatet betydning i og med at vi ikke har en signifikant forskjell.

Tabell 5: Regresjon ved størrelseskvartiler for MNC. Avhengig variabel er skattbar inntekt som prosent av sum eiendeler.

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
VARIABLER	0%-20%	20%-40%	40%-60%	60%-80%	80%-100%
MNC	0,0879	-0,126	0,205**	-0,0615	-0,105
	(0,0731)	(0,106)	(0,0943)	(0,0909)	(0,0682)
Observasjoner	476	476	476	476	476
Observasjoner med MNC =1	47	19	32	27	34
Forklaringskraft	0,295	0,171	0,221	0,217	0,338
Antall firmaer	112	112	112	112	112

Robuste standardavvik i parentes

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

I 2007/2008 implementerte norske skattemyndigheter et nytt rammeverk som intensiverer overvåkingen av multinasjonale selskaper og deres muligheter for inntektsskifting. Den siste analysen vi foretar er derfor å undersøke hvordan lønnsomhetsforskjeller mellom selskapene har utviklet seg over tid etter iverksettelsen av det nye rammeverket. Resultatene våre er presentert i Tabell 6 under.

Tabell 6: Effekt av nytt rammeverk fra 2008 og fremover

VARIABLER	(A)	(B)	(C)
	Totale inntekter/totale eiendeler	Totale inntekter/totale eiendeler	Totale inntekter/totale eiendeler
MNC			-8,945*
			(4,603)
År 2000-2003	-15,44***	-10,88*	
	(4,959)	(6,544)	
År 2004-2007	-11,86***	-8,101*	
	(4,248)	(4,669)	
År 2008-2011	-4,797	-7,879*	0,727
	(3,980)	(4,706)	(5,408)
Observasjoner	476	476	476
Forklaringskraft	0,226	0,245	0,244
Antall firmaer		112	112
Metode	OLS	FE	FE

Robuste standardavvik i parentes

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

I kolonne (A) og kolonne (B) benytter vi et interaksjonsledd mellom MNC-dummyen og tre årsummyer for årskategori, der hver årskategori består av tre år. Metoden vi har brukt i kolonne (A) er OLS, mens vi i kolonne (B) har brukt faste effekter. Slik kan vi studere lønnsomhetsutviklingen over tid til de multinasjonale selskapene. Dersom vi befinner oss i årene mellom 2000 og 2003, og et selskap er multinasjonalt, vil variabelen År 2000_2003 ha verdi lik 1. Tilsvarende resonnement gjelder for de andre interaksjonsleddene. Her er vi mest interessert i variabelen som viser lønnsomhetsforskjellen mellom nasjonale og multinasjonale selskaper i årene 2008 til 2011. Som vi ser faller lønnsomhetsforskjellen i denne årsperioden sammenlignet med de tidligere årene, både når vi bruker OLS og faste effekter. Imidlertid er det kun ved faste effekter at vi får en signifikant forskjell. Resultatene våre tyder på at endringene i rammeverket har hatt en reduserende effekt på omfanget av inntektsskifting blant multinasjonale selskaper.

I kolonne (C) ser vi kun på lønnsomhetsforskjellen før og etter 2007. Dette vil gi oss et bedre bilde over hva som skjer etter de nye reglene trer i kraft. Som vi ser fra Tabell 6 er lønnsomhetsforskjellen mellom multinasjonale og nasjonale selskaper i perioden 2000 til 2007 på 8,95 prosentpoeng. Etter det nye rammeverket ser vi at denne forskjellen har blitt redusert med 0,73 prosentpoeng til 8,22 prosentpoeng. Gitt at forskjellen ikke er signifikant kan vi ikke med sikkerhet konkludere med at det nye rammeverket har hatt betydning. Imidlertid ser vi fra Figur 1b at lønnsomhetsforskjellen fra og med 2009 reduseres, noe som underbygger at endringene i regelverket faktisk har hatt en effekt. En mulig forklaring på at vi ikke får signifikante resultater i kolonne (C) er at vi ikke har nok observasjoner.

Samlet sett kan resultatene våre tolkes dithen at det nye regelverket har vært svært effektivt. Imidlertid må vi huske å ta hensyn til at finanskrisen brøt ut på samme tidspunkt som det nye regelverket ble implementert. Når vi observerer at lønnsomhetsforskjellene blir mindre etter 2007 kan dette dermed også være forårsaket av finanskrisen, som allerede nevnt i seksjon 4.1.

6. Robusthetsanalyse

Vi har i denne oppgaven gjort mange forenklinger for å gjøre datagrunnlaget enklere å håndtere. I denne seksjonen skal vi derfor endre på noen av komponentene i analysen for å se om funnene våre er uavhengig av endringene. På denne måten kan vi analysere robustheten i resultatene presentert i seksjon 5.

En betydelig del av observasjonene våre (25,8 prosent) er selskaper som går med underskudd. Hopland et al. (2018a,b, referert i Bakke et al. 2018) diskuterer hvordan insentivene for inntektsskifting blir reversert når multinasjonale selskaper undergår tap. Gitt den høye fleksibiliteten for å justere inntektsskiftingsstrategier burde vi forvente en positiv koeffisient til MNC-dummyen for denne gruppen. Til tross for at det er usannsynlig at multinasjonale selskaper har perfekt fleksibilitet til å utføre slike justeringer fra år til år, vil vi gjennomføre en robusthetsanalyse. Som utgangspunkt for den første robusthetsanalyse bruker vi kolonne (C) fra Tabell 3, der vi presenterte hovedregresjonene våre. Vi vil i det videre kalle denne for “baseline”. I Tabell 7 under fremkommer denne regresjonen i kolonne (A). Dersom våre resultater er drevet av selskaper som pådrar seg tap, er det svært usannsynlig at inntektsskifting er driveren bak lønnsomhetsforskjellene. Først gjennomfører vi hovedregresjonen uten å inkludere selskaper med underskudd. Deretter gjennomfører vi regresjonen basert på et utvalg bestående utelukkende av selskaper med underskudd. Resultatene av analysene er rapportert i kolonne (B) og (C), respektivt. Når vi fjerner observasjoner med underskudd ser vi at vi får en koeffisient som angir en lavere lønnsomhetsforskjell enn vår baseline, men den er ikke signifikant. Når vi kun inkluderer observasjoner med underskudd får vi en enda større lønnsomhetsforskjell sammenlignet med baseline, og denne er heller ikke signifikant. På grunn av manglende signifikans kan vi dermed ikke trekke noen konklusjoner om det er selskaper med underskudd som er driveren bak resultatene våre.

I kolonne (D) adresserer vi den potensielle bekymringen om at våre resultater er drevet av selskaper som i store deler av tidsperioden har beholdt samme status. Vi utfører derfor en restriksjon der vi kun ser på selskaper som enten har vært multinasjonale eller nasjonale i minst tre år. Når vi gjennomfører regresjonen på nytt ser vi at lønnsomhetsforskjellen reduseres betraktelig. Igjen får vi at koeffisienten ikke er signifikant, så det er vanskelig å konkludere noe håndfast basert på denne robusthetstesten.

Tabell 7: Robusthetstester for å undersøke om resultatene er drevet av selskaper med underskudd, eller selskaper som har hatt samme status omtrent hele tidsperioden. Avhengig variabel er skattepliktig inntekt som prosent av totale eiendeler.

	(A)	(B)	(C)	(D)
VARIABLER	Baseline	Fjerner observasjoner med underskudd	Kun observasjoner med underskudd	Selskaper som er minst 3 år som MNC eller nasjonale
MNC	-8,077** (3,682)	-4,720 (2,973)	-9,185 (17,60)	-1,520 (5,853)
Observasjoner	476	353	123	168
Forklaringskraft	0,422	0,449	0,775	0,725
Antall firmaer	112	105	65	79
Metode		FE	FE	FE
Robuste standardavvik i parentes *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Neste robusthetstest går ut på å teste sensitiviteten til at vi i hovedanalysen valgte å fjerne årene t-1 til t+1 rundt et statusskifte for MNC i år t. Dette gjorde vi for å hensynta at det gjerne tar tid før endringer materialiserer seg i regnskapet. Som tidligere påpekt vil imidlertid endringene gjerne ta mer enn ett år før, som kan gi opphav til målefeil i analysen vår. Vi skal nå teste dette nærmere. I kolonne (A) fremkommer vår baseline. Når vi i kolonne (B) fjerner årene t-3 til t+3 rundt et statusskifte, ser vi en minimal nedgang i MNC-koeffisienten. Observerer i tillegg at koeffisienten ikke er signifikant, noe som kan tyde på at resultatene våre ikke er avhengige av at vi har ekskludert noen år med observasjoner rundt statusskifte. Når vi i kolonne (C) ikke utelater noen år ser vi at koeffisienten reduseres betraktelig og er signifikant på 10 prosentnivå. Dette gjør at vi kan konkludere med at resultatene våre ikke er kritisk avhengig av at vi har droppet flere år med observasjoner.

Tabell 8: Sensitivitet ved å fjerne år rundt statusskifte. Avhengig variabel er skattepliktig inntekt i prosent av totale eiendeler

	(A)	(B)	(C)
VARIABLER	Baseline	t-3 til t+3 utelatt	Ingen år utelatt
MNC	-8,077** (3,682)	-8,037 (6,900)	-3,175* (1,888)
Observasjoner	476	189	841
Forklaringskraft	0,422	0,751	0,307
Antall firmaer	112	88	114
Metode	FE	FE	FE
Robuste standardavvik i parentes *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Til slutt er det sentralt å belyse at lønnsomhet kan måles på flere måter. Det er ikke innlysende hvilket nøkkeltall som er mest relevant for vår analyse. I Tabell 9 estimerer vi derfor modellen vår ved å bruke tre alternative måltall for lønnsomhet. Vår baseline er skattepliktig inntekt som andel av sum eiendeler, som vist i Tabell 3. I kolonne (B) benytter vi skattepliktig inntekt som andel av totale inntekter. Vi observerer at det er en negativ lønnsomhetsforskjell mellom nasjonale og multinasjonale selskaper, men at forskjellen er betydelig mindre enn baseline. Koeffisienten er ikke signifikant. I Kolonne (C) benytter vi driftsresultat som andel av totale eiendeler. Dette gir litt høyere lønnsomhetsforskjell mellom multinasjonale og nasjonale selskaper og er sterk signifikant på 1 prosentnivå. Til slutt bruker vi i kolonne (D) EBITDA (driftsresultat før finanskostnader, skatt og avskrivninger) som andel av sum eiendeler. Her observerer vi liten endring i koeffisienten i forhold til kolonne (C), samt at koeffisienten er sterkt signifikant. Både kolonne (C) og (D) gir oss signifikante resultater, som ikke er svært

avvikende fra baseline. Dette taler i retning for at våre hovedfunn er robuste. I kolonne (E) erstatter vi avkastning til totale eiendeler med logaritmen til skattepliktig inntekt. Vi ser at overskuddet reduseres med 14,6 prosentpoeng når selskaper blir multinasjonale, noe som er konsistent med estimatet til vår baseline, selv om vi nå får enda større lønnsomhetsforskjeller. Her får vi likevel ikke signifikante forskjeller.

Tabell 9: Alternative nøkkeltall for lønnsomhet (%)

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
VARIABLER	Baseline	Skattepliktig inntekt/Total inntekt	Driftsresultat/ Totale eiendeler	EBITDA/ Totale eiendeler	Logaritmen av skattepliktig inntekt
MNC	-8,077** (3,682)	-1,634 (3,698)	-9,374*** (3,399)	-9,731*** (3,305)	-0,146 (0,288)
Observasjoner	476	476	476	476	353
Forklaringskraft	0,422	0,275	0,424	0,430	0,415
Antall firmaer	112	112	112	112	105
Metode	FE	FE	FE	FE	FE

Robuste standardavvik i parentes.

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

7. Konklusjon

I denne oppgaven har vi replikert studien til Bakke et al. (2018), som studerer hva som skjer med skattepliktig inntekt når et selskap blir multinasjonalt. Vår hovedhypotese er at multinasjonale selskaper benytter seg av internprising for å flytte overskudd fra høyskatteland til lavskatteland. Denne praksisen, kalt inntektsskifting, fungerer slik at internpriser på varer og tjenester blir satt kunstig høyt i høyskatteland. På denne måten manipuleres resultatet til å

se dårligere ut enn det er i virkeligheten, slik at selskapene sparer skatt. Hvis multinasjonale selskaper bedriver en slik praksis vil de rapportere lavere skattepliktig inntekt enn nasjonale selskaper. For å undersøke om vår hypotese er riktig har vi derfor estimert lønnsomhetsforskjeller mellom nasjonale og multinasjonale selskaper i Norge. Som lønnsomhetsmål har vi brukt skattepliktig inntekt som prosent av totale eiendeler. Vi har kontrollert både for observerbare og uobserverbare firmakarakteristikker. I vår analyse finner vi at lønnsomheten reduseres med 8,1 prosentpoeng når et selskap omregistreres fra å være nasjonalt til multinasjonalt. Funnet vårt attribuerer vi til inntektsskifting, en praksis som fører til at vesentlige skatteinntekter hvert år går tapt for staten.

Videre har vi funnet at det nye rammeverket som ble implementert i 2007/2008 vedrørende strengere reguleringer av inntektsskifting sammenfaller med en reduksjon i lønnsomhetsforskjellene. Dette antyder at det nye rammeverket har hatt en effekt, men vi må likevel ta i betraktning at finanskrisen kan være en medvirkende årsak.

Avslutningsvis må det påpekes at våre resultater avviker fra resultatene til Bakke et al. (2018). Som vi allerede har nevnt er dette naturlig å forvente, da vår analyse er basert på et betraktelig mindre datasett. Vi mistet svært mange observasjoner da vi kastet ut alle observasjoner med manglende informasjon om eierstruktur. Dette var imidlertid et valg vi tok, da vi ønsket presisjon i analysen. Det sentrale er imidlertid at vi finner resultater som støtter opp under hypotesen vår.

8. Referanser

Bakke, J., Hopland, A., & Møen, J. (2018, February). What happens to taxable income when firms become multinational?

Bernard, A., Jensen, B., & Schott, P. (2006). Transfer Pricing by US-based Multinational Firms. NBER Working Paper No. 12493. *NBER Working Paper No. 12493*.

Blouin, J., Collins, J., & Shackelford, D. (2005). Does Acquisition by Non-U.S. Shareholders Cause U.S. Firms to Pay Less Tax? *The Journal of the American Taxation Association: Spring 2005, Vol. 27, No. 1*, ss. 25-38.

Christea, A., & Nguyen, D. (2016). Transfer pricing by multinational firms: new evidence from foreign firm ownerships. *American Economic Journal: Economic Policy*, ss. 170-202.

Dharmapala, D. (2014). What Do We Know About Base Erosion and Profit Shifting? A Review of the Empirical Literature. *CESifo Working Paper No. 4612*.

Dyreng, S., Hanlon, M., Maydew, E., & Thornock, J. (2014). Changes in Corporate Effective Tax Rates Over the Past Twenty-Five Years.

Grubert, H. (1998). Another look at the low taxable income of foreign-controlled corporations in the United States. *Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association, 91*, ss. 157-175.

Grubert, H. (2008). Debt and Profitability of Foreign-Controlled Domestic Corporations in the United States. *OTA Technical Working Paper No 1., US Department of the Treasury, Washington DC*.

Grubert, H., & Mutti, J. (1991). Taxes, Tariffs and Transfer Pricing in Multinational Corporate Decision Making. *The Review of Economics and Statistics, vol. 73, issue 2*, ss. 285-293.

Grubert, H., Goodspeed, T., & Swenson, D. (1993, January). Explaining the Low Taxable Income of Foreign-Controlled Companies in the United States. *Studies in international taxation*.

Hines, J., & Rice, E. (1994). Fiscal Paradise: Foreign Tax Havens and American Business. *The Quarterly Journal of Economics, vol. 109, issue 1*, ss. 149-182.

Markle, K., & Shackelford, D. (2012). Cross country comparisons of corporate income taxes. *National Tax Journal*, ss. 493–528.

Wooldridge, J. (2014). *Introduction to Econometrics*. United Kingdom: Cengage Learning.

9. Appendiks

Tabell 10: Deskriptiv statistikk, alternative nøkkeltall på lønnsomhet

	Total	MNC	Domestic
Skattbart inntekt/total inntekt i %	6,27 (20,88)	1,19 (18,72)	8,82 (21,46)
Driftsresultat/sum eiendeler i %	8,84 (19,47)	5,33 (23,73)	10,61 (16,70)
EBITDA/ sum eiendeler i %	11,82 (19,40)	9,27 (22,77)	13,1 (17,37)
Observasjoner	476	159	317

Tabell 11: Deskriptiv statistikk, nøkkeltall

	Total	MNC	Domestic
Totale Inntekter	85 511 (255 955)	153 079 (407 249)	51 621 (110 009)
Varige driftsmidler/sum eiendeler	0,3 (0.33)	0,15 (0.20)	0,37 (0.36)
Langsiktig rentebærende gjeld/totalkapital	0,21 (0,3)	0,14 (0,25)	0,25 (0,33)
Kortsiktig rentebærende gjeld/ totalkapital	0.05 (0.11)	0.07 (0.13)	0.04 (0.09)
Kortsiktig ikke-rentebærende gjeld/ totalkapital	0.32 (0.27)	0.41 (0.29)	0.27 (0.25)
Alder	31 (24,3)	20 (10.4)	36 (27.3)
Observasjoner	476	159	317