

Hvordan påvirkes kvaliteten i utdanningssektoren av
konkurransen fra privatskoler?

En empirisk undersøkelse med PISA 2009 data fra
OECD-land

Stefan Leknes

28. august 2011

Forord

Jeg vil takke veileder Bjarne Strøm for lærerik og grundig veiledning. Jeg har alltid følt meg velkommen på ditt kontor for å stille store eller små spørsmål. Takk til alle på lesesal 9447 for god hjelp, mye småprat og enda mer latter. Takk til Roger Andre for kritiske spørsmål og masse støtte. Takk til mamma, pappa, Maria og Sigrid for at jeg alltid kan ringe dere når jeg trenger en pust i bakken.

Stefan Leknes, august 2011.

Innhold

1	Innledning	1
2	Teoretisk tilnærming	3
2.1	Konkurransen og insentiver i skolesektoren	3
2.1.1	Insentiver i privatskoler	4
2.1.2	Insentiver i offentlige skoler	6
2.1.3	Sortering av elever mellom skoler	7
2.2	Produktfunksjon for utdanning	8
2.2.1	Generell modell	8
2.2.2	Value-added modell	9
2.2.3	Anvendt modell	11
2.3	Resultatmål	12
3	Tidligere forskning	14
3.1	Studier fra USA	14
3.1.1	Med OLS-estimering	14
3.1.2	Med IV-estimering	15
3.1.3	Oppsummering	18
3.2	Studier fra flere land	19
3.2.1	Studier fra enkeltland	19
3.2.2	Studier på tvers av land	21
3.2.3	Oppsummering	22
4	Økonometriske utfordringer	24
4.1	WLS og cluster-robuste standardfeil	25
4.2	Brudd på eksogenitetsforutsetningen	25
4.2.1	Utelatt variabelproblem	25
4.2.2	Målefeil	26
4.2.3	Simultanitet	27
4.3	IV-metoden	27
4.4	Missing	28
5	Databeskrivelse	29
5.1	PISA 2009	29
5.2	Avhengige variabler	30
5.3	Konkurransenvariabler	30
5.4	Instrument for privatskoleandelen	31
5.5	Kontrollvariabler	31
5.5.1	Bakgrunnsvariabler på individnivå	31

5.5.2	Skolevariabler	33
5.5.3	Landvariabler	34
5.6	Deskriptive data om konkurransesituasjonen i OECD-land	35
6	Resultater	37
6.1	Basismodell	38
6.1.1	Effekten av privatskoleandel på matematikkprestasjoner, OLS	38
6.1.2	Effekt av privatskoleandel på matematikkprestasjoner, IV	38
6.1.3	Basismodell med naturfag- og leseprestasjoner	40
6.1.4	Effekt av kontrollvariablene på matematikkprestasjonene	41
6.2	Robusthetstesting av basismodell	43
6.2.1	Med nye OECD-land	43
6.2.2	Land med høyest BNP per capita	44
6.2.3	Kristne land	45
6.2.4	Europeiske land	46
6.2.5	Estimering med elever bare fra offentlig skole	47
6.2.6	Analysene med offisielle tall for privatskoleandelen	48
6.3	Utvidelser av modell	49
6.3.1	Relativ lærerlønn	49
6.3.2	Konkurransen fra offentlige skoler	51
6.4	Oppsummering	52
7	Konklusjon	54
	Appendiks	60
A	Statistikk	60
A.1	Deskriptiv statistikk	60
A.2	Korrelasjonsmatrise	64
A.3	Estimerte modeller	66
B	Imputeringsmetoden og dens anvendelse	74

Tabeller

1	Basismodell med OLS, matematikkprestasjoner	38
2	Basismodell med IV, matematikkprestasjoner	39
3	Basismodell med OLS og IV, naturfag- og leseprestasjoner	40
4	Modell inkludert nye OECD-land IV, matematikkprestasjoner	44
5	Modell med land med høyest BNP per capita IV, matematikkprestasjoner .	44
6	Modell med kristne land IV, matematikkprestasjoner	45
7	Modell med europeiske land IV, matematikkprestasjoner	46
8	Modell med elever fra offentlig skole IV, matematikkprestasjoner	47
9	Modell med offisiell privatskoleandel IV, matematikkprestasjoner	49
10	Modell med relativ lærerlønn IV, matematikkprestasjoner	50
11	Modell med konkurranse fra offentlige skoler, matematikkprestasjoner . . .	52
A.1	Deskriptiv statistikk	60
A.2	Landsgjennomsnitt for utvalgte variabler	63
A.3	Korrelasjonsmatrise for landvariabler	65
A.4	Basismodell med OLS med kontrollvariabler	66
A.5	Basismodell førstesteg med kontrollvariabler IV	68
A.6	Basismodell andre steg med kontrollvariabler IV	70
A.7	OLS- og IV-estimering for ulike utvalg, matematikkprestasjoner	72
A.8	Modellspesifikasjoner for naturfag og lesing, IV	73

1 Innledning

Det har i OECD¹ -land vært debatt rundt utdanningssektorens lave produksjon i forhold til ressursene som bevilges til den. Internasjonalt ser det ut til å være en heller svak sammenheng mellom bruken av ressurser (input) og resultatene til elevene (output) (Hanushek, 2002). Alternative måter for å øke kvaliteten har derfor blitt vurdert². En innfallsvinkel er den markedsorienterte tilnærmingen med økt konkurranse i markedet for skoletjenester. Et sentralt spørsmål er i hvilken grad valg av skole har betydning for elevresultatene. Vil større valgmuligheter føre til bedre samsvar mellom elever og skole, og dermed forbedre resultatene? Vil flere valgmuligheter gi insentiv til økt innovasjon og kostnadseffektivisering i utdanningssektoren? Er det negative effekter av konkurranse mellom skoler som motvirker fremgang i elevprestasjonene? Dette er noen av spørsmålene som kan stilles i denne sammenhengen.

I denne oppgaven skal jeg se på hvorvidt andelen private skoler i et land har betydning for kvaliteten i utdanningssektoren. En hypotese er at flere privatskoler gir flere alternativ for de som bruker skoletjenester, og dermed øker konkurransen i utdanningsmarkedet. Dette kan via skolenes insentiver til høyere kvalitet forbedre testresultatene til elevene. Ved å benytte PISA³ 2009 data har jeg mulighet til å gjøre en empirisk undersøkelse av denne problemstillingen på tvers av land. Hypotesen jeg ønsker å undersøke er:

Fører en større andel privatskoler i et land til bedre resultater for elevene?

Empirisk forskning på dette området har gitt ulike resultat. Størrelsen på de estimerte effektene varierer mye og en betydelig del av koeffisientsverdiene er ikke signifikante. De studiene som har fått signifikante resultater av privatskolekonkurranse har vist seg å ha lite robuste modeller. Et generelt resultat fra amerikanske undersøkelser er at privatskoleeffekter blir sterkere når konkurransevariabelen måles på et høyere aggregert nivå. Dette motiverer for å studere effekten på systemnivå. Det er tilnærmingen til West og Woessmann (2010), som finner en sterk sammenheng mellom privatskoleandelen av elever og testresultater i OECD-land. De bruker PISA-data fra 2003. Det er sterk politisk interesse for forskjeller i PISA-resultater mellom land. Undersøkelser basert på dette materialet kan derfor forventes å ha innflytelse på politikktutforming på området. Det betyr at det blir ekstra viktig å undersøke robustheten av funn fra PISA.

West og Woessmann (2010) sin undersøkelse har få frihetsgrader i land-dimensjonen, noe som gir stor usikkerhet rundt størrelsen til effektene. Få frihetsgrader gjør også resultater basert på instrumentvariabelmetoden mindre troverdige siden denne estimatoren kan ha

¹Organisation for Economic Co-operation and Development. Deltakelseslandene kjennetegnes av å være industriland med markedsøkonomi, demokrati og relativt høy BNP.

²Det har blitt foreslått blant annet å øke lærerlønninger, implementere prestasjonslønn og gi strengere krav til lærerutdanning og -sertifisering (Couch, Shughart og Williams, 1993).

³Programme for International Student Assessment.

betydelige skjevheter ved få observasjoner. Dette er nok et argument for å undersøke robustheten av deres resultater.

Jeg vil undersøke om West og Woessmann (2010) sine resultater er robuste overfor data-grunnlag, tidsperiode og modellformulering. Jeg vil derfor estimere deres modell basert på data for PISA 2009 som nettopp har blitt tilgjengelig. Resultatene vil testes underveis ved å utvide og begrense utvalget av land i analysen. Deretter vil jeg undersøke om inkludering av variable for lærerlønn og andre mål på konkurranse mellom skoler påvirker effekten av privatskoleandelen.

Resultatene fra estimeringen viser få statistisk signifikante effekter av privatskoleandelen på testresultat. Jeg finner noe skarpere bestemte effekter av privatskoleandelen ved å begrense utvalget til europeiske land eller til de landene med høyest BNP per capita. Hovedresultatene indikerer imidlertid at West og Woessmann (2010) sin modell ikke er særlig robust ved bruk av et nytt datasett.

Oppgaven er organisert på den måten at i kapittel 2 beskrives det teoretiske grunnlaget for problemstillingen, og kapittel 3 gir en oversikt av tidligere forskning på området. I kapittel 4 diskuteres de økonomiske utfordringene knyttet til analysene, mens kapittel 5 beskriver datasettet. De empiriske resultatene presenteres i kapittel 6, og en konklusjon basert på resultatene presenteres i kapittel 7.

2 Teoretisk tilnærming

I dette kapitlet vil jeg gjøre rede for det teoretiske utgangspunktet for analysen. Dette er teori om konkurranse i utdanningsmarkedet og produktfunksjoner for utdanning. I første del vil jeg se på hvordan konkurranse er relevant for utdanningssektoren ved å skille mellom private og offentlige skoler. I tillegg vil jeg presentere ulike effekter av mulig sortering av elever ved konkurranse mellom skoler. I del to vil jeg se på produktfunksjoner for utdanning, som brukes som empirisk utgangspunkt i analysen. I denne delen vil både generelle og value-added produktfunksjoner bli diskutert. Diskusjonen leder til siste delkapittel der den anvendte modellen i oppgaven blir presentert.

2.1 Konkurranse og insentiver i skolesektoren

Skoler og elever er aktører i et system hvor rammene er bestemt av politiske myndigheter. Ulike systemer bidrar til ulik grad av konkurranse mellom skoler. For at betydelig konkurranse skal finne sted må særlig to betingelser være oppfylt. Finansieringssystemet av skoler må være bygd på at penger følger hver elev og tilbudet av skoletjenester må være elastisk.

Konkurranse mellom skoler påvirker strukturen i utdanningsmarkedet. Økte muligheter for valg av skole kan for eksempel bidra til økt mobilitet av elever mellom skoler. Dette fører til at skolens finansiering blir avhengig av å tiltrekke seg elever. For å forstå effektene av konkurranse må vi først se på hvordan atferden til aktørene i utdanningsmarkedet (skoler, elever, lærere og foreldre) påvirkes. Deretter se på hvordan denne atferden påvirker elevprestasjoner og produktivitet. Produktiviteten kan forstås som hvor gode resultater en skole produserer for gitte kostnader per elev.

Skolens atferd og prestasjoner vil påvirkes av tilgjengeligheten av alternative skoler for elevene. Konkurransoeffekten er ikke avhengig av om foreldrene faktisk benytter seg av alternativene. Det er trusselen om å stjele elever som er av betydning. Ved inntreden av en skole med høyere kvalitet i utdanningsmarkedet må de andre skolene heve standarden så mye at foreldrene ikke bytter skole. Hvis dette ikke lar seg gjøre vil foreldrene flytte barna til det bedre alternativet. Det er rimelig å tro at de fleste foreldre velger skole til sine barn på grunnlag av dens kvalitet. Foreldrenes preferanser avgjør altså hva som anses som god kvalitet. Hoxby (1999b) viser gjennom en empirisk undersøkelse at foreldre flest foretrekker skoler som har bedre akademiske resultater, legger vekt på en høy akademiske standard og fremmer et læringsmiljø som er strukturert og disiplinert. Unntaket er religiøse foreldre som mener verdiene til skolen er det viktigste (Hoxby, 1994). I de neste delkapittelene vil jeg beskrive hvilke insentiver som kan oppstå i private og offentlige skoler.

2.1.1 Insentiver i privatskoler

Konkurransen i utdanningsmarkedet fra private skoler avhenger i stor grad av finansieringen til privatskoler. Ingen eller liten offentlig støtte vil sannsynligvis gi få privatskoler. Ved lav offentlig finansierungsgrad har foreldre som sender barna på privatskole sterkere insentiver til å følge opp investeringen, når de i tillegg betaler for et offentlig utdannelses-tilbud (Marlow, 2010). Friedman og Friedman (1981) foreslo skattefordeler på grunnlag av skolepengebelastning eller vouchersystem for at privatskole skulle være et relevant valg-alternativ for flere enn de godt bemidlede. Jeg vil se på voucher- og charterskoler siden dette er to system som vil gi privatskoleandeler av en betydelig størrelse.

Charterskole

Jeg bruker en svært stilisert og forenklet modell fra Hoxby (2003) for å modellere insentive-
ne som oppstår i private skoler. Vi antar at vi har en privatskole som tar charterkontrakter og kan ha profitt. Charterkontrakt vil si at skolepenger per elev er fastsatt av myndighetene. For å rendyrke produktivitetseffekter antas det at skolen må godta elever tilfeldig. Vi ser dermed bort fra at skolen frastøter eller tiltrekker seg spesielle elever for å maksimere profitten.

Maksimeringsproblemet for skolen blir da:

$$\max_q \pi = px(q) - c(q)x(q)$$

Dette problemet sier at skolen vil maksimere forskjellen mellom inntekter og utgifter. Inntektene er den fastsatte skolepengesummen per elev p multiplisert med antall elever x . Det antas at antallet elever som søker om skoleplass er stigende i kvaliteten q . Kostnadene til privatskolen er kostnad per elev c multiplisert med antall elever x . Vi antar at kostnad per elev er stigende i kvalitet. Det antas her at det ikke er noen skalafordeler i produksjonen. Det trenger nødvendigvis ikke å være tilfellet i virkeligheten⁴. Skolen velger kvaliteten gitt nivået på skolepengene p .

Førsteordensbetingelsen med hensyn på kvalitet blir som følger:

$$\begin{aligned} \frac{\delta \pi}{\delta q} = 0 &= px'_q - c'_q x(q) - c(q)x'_q \\ \Rightarrow px'_q &= c'_q x(q) + c(q)x'_q \end{aligned}$$

Denne ligningen sier at i optimum er marginalinntekten av å øke kvaliteten lik marginalkostnaden av å øke kvaliteten. Marginalkostnaden består av to effekter. For det første en økning i enhetskostnader når kvaliteten øker multiplisert med antall elever. For det andre

⁴Skalafordeler kan oppstå når et selskap har innsparing ved å foreta større innkjøp av undervisningsmateriale, eller når kostnadsbesparende innovasjoner og videreføring av gode undervisningsformer kan spres på tvers av skoler (Hoxby, 2003).

en økning i antall elever på grunn av økt kvalitet multiplisert med enhetskostnaden.

La oss studere likevekten i dette markedet mer inngående. Antall elever som søker til skolen avhenger av kvaliteten på skolen q . Vi antar at skolen tar hele markedetsandelen av elever hvis den tilbyr høyere kvalitet enn de andre offentlige eller charterskolene. Vi kan anta at markedet deles likt ved flere skoler av samme høye kvalitet. I en slik situasjon blir problemet for skolen å maksimere kvalitet gitt at kostnad per elev ikke må overstige skolepengebeløpet. Ved mange aktører vil maksimering av kvaliteten være nødvendig for at ikke en annen skole skal tiltrekke seg elevene. Konklusjonen er at konkurransen om elevene tvinger skolen til å holde høy kvalitet på tjenestene.

Voucherskole

Det oppstår lignende insentiver i en modell med voucherskole som kan ha positiv profitt. Voucher er en ordning der et beløp finansiert av myndighetene (lokalt eller sentralt) følger hver elev. Det øker muligheten for foreldre til å kunne sende barna til privatskole. Vi antar at denne skolen kan motta ekstra skolepenger for hver elev på toppen av voucheren. Problemet endres da ved at skolen må maksimere skolepenger og kvalitet simultant. Høyere skolepenger vil gi færre søkere til skolen, men høyere profitt for hver elev. Konklusjonen blir likevel at skolen må maksimere produktiviteten for å tiltrekke seg elever og ikke miste dem til andre skoler.

Privatskoler uten utbytte

Mange privatskoler er ikke etablert med profittmaksimering som formål. Likevel kan det være insentiver i skolen av lignende type som ovenfor. Høyere inntekter kan for eksempel brukes til å forbedre arbeidsmiljøet for ansatte. Andre forbedringer kan være betalte felleslunsjer, mindre skoleklasser og mer og bedre undervisningsutstyr. I tillegg kan andre sosiale og individuelle målsetninger oppnås ved overskudd som rom for eksperimentering av undervisningsmetoder, utvikling av pensum, en mangfoldig elevmasse og ekskursjoner. Insentivmekanismen er svakere enn ved pengegodtgjørelse, ved at en del av overskuddet tapes i veien fra penger til varer og tjenester. Konklusjonen blir igjen at skolen vil maksimere kvaliteten for ikke å måtte legge ned, selv om de økte inntektene går til andre formål.

I alle de nevnte tilfellene er skolebudsjettene avhengig av skolepenger fra hver elev, og alle de ulike privatskolene vil under betingelsene maksimere profitten. Insentivene til å ekspandere er sterkere for skoler som kan drives med positiv profitt. Det er for alle skolene en trussel om å bli nedlagt ved opprettelse av andre skoler med høyere kvalitet til lavere pris. Det gjør at privatskolene som er beskrevet maksimerer produktiviteten. I neste avsnitt beskrives hvilke typer konkurranse som kan oppstå for offentlige skoler.

2.1.2 Insentiver i offentlige skoler

Konkurransen for offentlige skoler kan oppstå på tre måter. Gjennom konkurranse fra privatskoler, gjennom fritt valg av offentlige skoler og gjennom skoledistriktskonkurransen. Skoledistriktskonkurransen oppstår ved at mobile familier ønsker å bosette seg i skoledistrikt med høy produktivitet.

Konkurransen-effekt via privatskoler

Den første måten offentlige skoler kan utsettes for konkurransepress er fra privatskoler. Vi har sett på insentivene i private skolepengebaserte skoler. Offentlige skoler i de fleste land er finansiert gjennom skatter. Vi tenker oss så en situasjon der den offentlige skolen får konkurranse fra en charter- eller voucherskole. Hvis penger følger hver elev vil den offentlige skolen tape skolepenger for hver elev den mister. Dette vil gi insentiver til å øke produktiviteten for å beholde midlene⁵.

Fritt skolevalg

Konkurransen innenfor det offentlige skolesystemet kan ta flere former. Vi skal i dette kapitlet nevne to. Den første måten offentlige skoler kan konkurrere med hverandre er ved at systemet legger opp til fritt skolevalg. Det vil si at regelverket ikke (eller i mindre grad) hindrer overflytting fra en offentlig skole til en annen. Konkurransen vil da i stor grad ligne på den vi får ved privatskolekonkurransen. Så lenge penger følger hver elev vil skolens inntekter reduseres når den mister elever, og det kan eventuelt føre til nedleggelse. Skolene vil derfor maksimere kvaliteten for å holde tritt med konkurransen. Det er også mulig å se for seg en ikke-finansiell insentivmekanisme for offentlige skoler. Endring i elevmasse kan påvirke skolens prestisje, lærerene og skolelederens mulighet for å stige i gradene og jobbtilfredshet (Holmes, DeSimone og Rupp, 2003). Det kan få aktørene i skolen til å bry seg om utdanningskvaliteten.

Flytting

Den andre måten offentlige skoler kan konkurrere med hverandre er ved at foreldre bytter skole ved å velge å flytte fra et skoledistrikt til et annet. Dette kalles ofte Tieboutmekanismen og stammer fra Tiebout (1956) sin modell der han beskriver at personer velger type og omfang av offentlige tjenester ”med føttene”. Denne mekanismen vil særlig oppstå i situasjoner når det er relativt lave flyttekostnader og god tilgang på alternative skoledistrikter. Det antas da at den offentlige skolen er finansiert ved lokale eiendomsskatter og at skoledistriktene er økonomisk uavhengige. Hoxby (1999a, 2003) beskriver insentivmekanismen som da oppstår gjennom boligmarkedet. Foreldre på flyttefot vil favorisere distrikt med høy kvalitet kombinert med lav eiendomsskatt. Det vil si distrikt med høy produktivitet i skolen. Det vil i distrikt med lav produktivitet føre til lavere etterspørsel

⁵Det er mulig å tenke seg tilfellet der vouchers og skolepengene er såpass lave i verdi i forhold til kostnad per elev, at det er lønnsomt å drive studenter vekk (Hoxby, 2003).

etter boliger og derigjennom fallende boligpriser. Når boligprisene synker, minker også skattegrunnlaget. Det vil føre til nedskjæringer i distriktets skolebudsjetter. Skolelederene og lærerene har dermed insentiver til å øke produktiviteten i skolen.

2.1.3 Sortering av elever mellom skoler

Konkurransen om elevene kan i enkelte tilfeller føre til sortering der elever med ulik sosioøkonomisk status havner på ulike skoler (Ball, 1993; Hastings, Kane og Staiger, 2005; Hastings, Van Weelden og Weinstein, 2007). Det kan skape større skillelinjer i samfunnet og den sosiale mobiliteten til enkelte samfunnsgrupper blir begrenset. Marlow (2010) trekker fram at det er mulig at private skoler trekker til seg de elevene med høyest læringskapasitet og motivasjon, såkalt cream-skimming. Det kan føre til at resultatgapet mellom offentlige og private skoler blir større.

Sortering av elever etter læringskapasitet og evnenivå kan ha negative konsekvenser dersom det er ikke-lineære peer-group effekter. Dersom elever med dårlige resultater har utbytte av å ha ”sterke” elever i klassen, mens ”sterke” elever i liten grad taper på å gå sammen med ”svake” elever, vil økt segregering kunne gi redusert kunnskapsproduksjon i gjennomsnitt (Lazear, 2001). Dette er en mekanisme som avhenger av elevgruppen, men det kan være andre effekter som går gjennom læreren. Ved å ha en mer homogen studentgruppe kan læreren lettere skreddersy undervisningsopplegg. Det kan hypotetisk føre til at alle elevene får undervisning på sitt nivå og negative klasseromseffekter, som lite fokus og støy, unngås.

Bedre samsvar mellom elev og skole er et argument som har blitt trukket fram som årsak til at elever presterer bedre under et system med mer valgfrihet. Denne positive matcheffekten av sortering kan også muligens gå gjennom læreren. Lærerens rolle i klasserommet er avgjørende for gode prestasjoner (Hanushek, 1979). Innsatsen til læreren er vanskelig å kontrollere for (King og Ozler, 2005). Bedre samsvar mellom lærer, elever og skolen sine mål vil sannsynligvis øke lærerens trivsel og innsats, og derigjennom utdanningskvaliteten (Besley, 2003).

I litteraturen er det argumentert for både positive og negative effekter av økt valgfrihet og konkurranse i utdanningssektoren. Hvilke effekter som dominerer er dermed et empirisk spørsmål. Det vil være naturlig å studere effekten på kvalitet og effektivitet innenfor skoleproduktfunksjonstilnærmingen som presenteres i neste avsnitt.

2.2 Produktfunksjon for utdanning

2.2.1 Generell modell

Produktfunksjoner er et grunnleggende begrep i økonomisk teori for å beskrive bedrifters atferd. Produktfunksjonen beskriver sammenhengen mellom produksjonsnivå og nivå av innsatsfaktorer. Et enkelt eksempel er at produksjonen Y er en funksjon f av antallet arbeidere L og mengden realkapital K .

$$Y = f(L, K)$$

Det er med dette redskapet i teorien mulig å måle sammenhengen mellom produksjonen og innsatsen av ulike produksjonsfaktorer. De ukjente parametrene i produktfunksjonen kan i prinsippet anslås ved økonometriske metoder. I utdanningssektoren er det ikke like enkle sammenhenger, men med modifikasjoner kan man bruke det samme rammeverket. De produktfunksjonene som er beskrevet her bygger på framstillingene til Todd og Wolpin (2003), Harris og Sass (2006) og West og Woessmann (2010).

Forskjellen mellom produksjonsfunksjoner for utdanningssektoren og industrielle næringer er at langt flere kontrollvariabler blir tatt med i estimeringen av produktfunksjonen for utdanning (Hanushek, 1979). Et annet sentralt poeng er at det med produktfunksjon for utdanning ikke er like åpenlyst hva som skal være målet på produksjon. For en diskusjon om temaet se kapittel 2.3.

Produktfunksjon for utdanning beskriver opplæring som en kumulativ prosess. Det vil si at elevens resultater påvirkes av en rekke elementer over tid. Disse elementene påvirker elevenes læringsutbytte og der igjennom elevens prestasjon på et gitt tidspunkt. Ligning (1) beskriver denne sammenhengen.

$$T_{isc,t} = f(X_c(t), X_{sc}(t), X_{isc}(t), \mu_{isc,0}, \epsilon_{isc,t}) \quad (1)$$

Her er $T_{isc,t}$ elevens prestasjonsnivå på tidspunkt t . Den er definert for elev i , i skole s , i land c . Dette er en funksjon f av kumulative landspesifikke faktorer $X_c(t)$, kumulative skolespesifikke faktorer $X_{sc}(t)$, og kumulative familie- og individspesifikke faktorer $X_{isc}(t)$. De er definert for alle tidspunkt opp til t . $\mu_{isc,0}$ er en sammensatt variabel som representerer alle karakteristikk ved individet som er medfødte og tidsuavhengige, slik som evner og anlegg. Det har vært vanskelig å finne gode mål på elevens evner slik at denne variabelen blir ofte behandlet som en utelatt variabel⁶. $\epsilon_{isc,t}$ er et stokastisk restledd.

Det antas nå at den kumulative produktfunksjonen $f(\cdot)$ er lineær og additiv. Da tolkes forklaringsvariablene som vektorer av forklaringsvariabler på ulike tidspunkt som i periode

⁶IQ er brukt som proxy for elevens evner og anlegg i noen tilfeller. Se for eksempel Hanushek (1979).

t, t-1, t-2, osv. Det gir følgende ligning:

$$T_{isc,t} = \alpha_1 X_{c,t} + \alpha_2 X_{c,t-1} + \dots + \beta_1 X_{sc,t} + \beta_2 X_{sc,t-1} + \dots + \gamma_1 X_{isc,t} + \gamma_2 X_{isc,t-1} + \dots + \psi \mu_{isc,0} + \epsilon_{isc,t} \quad (2)$$

Her er α , β og γ vektorer av koeffisienter, som forteller effekten av henholdsvis land-, skole- og individuelle bakgrunnsvariabler. Effekten av den medfødte tidsuavhengige variabelen er beskrevet ved ψ .

Styrken til en produktfunksjon for utdanning er at den tar høyde for variabler utenfor skolen. Dette gir mulighet for å kontrollere for mange effekter som har betydning for elevens læring. Nesten alle studier fra og med Coleman-rapporten fra 1966 har funnet at elevenes familiebakgrunnsvariabler har betydning for deres prestasjoner (Toma, 1996).

Svakheten til produktfunksjonen slik den er formulert i ligning (2) er at datakravene er enorme. Det kreves data for både løpende og tidligere perioder for mange relevante variabler. Å finne historiske data kan i mange tilfeller være vanskelig, om ikke umulig. Denne typen analyse legger dermed sterke føringer for innsamling og på nøyaktigheten til data. Harris og Sass (2006) påpeker at offentlige administrative data bare har begrenset informasjon om familiekaraktistikker og ingen direkte mål på foreldrenes bidrag til barnas opplæring. En mulighet er å forutsette at foreldrenes bidrag til barnas utdannelse ikke varierer over tid. Foreldrenes bidrag kan under denne forutsetningen anses som en del av den tidsuavhengige individuelle variabelen. Vi kaller den nye variabelen $\omega_{isc,0}$. Det forutsetter at ved for eksempel fallende resultater for eleven eller lavere ressursbruk fra skolen vil ikke foreldrene øke sitt bidrag. Det er en sterk antakelse som ikke nødvendigvis holder.

Formuleringen av produktfunksjonen blir i empirisk arbeid påvirket av hvilke data som er tilgjengelig. Det er uvanlig å bruke rik og fleksibel dynamikk i formuleringen av den empiriske modellen (Harris og Sass, 2006). Det er mer vanlig å anta ulike forutsetninger om dynamikken for å lempe på datakravene. En mulighet er å bruke en value-added formulering av modellen.

2.2.2 Value-added modell

Læring i enhver periode avhenger av tidligere læring. Vi må derfor ta høyde for tidsprofilen til innsatsfaktorene noe som gjør at databehovet blir enormt. Dette har vært motivasjonen for å bruke en value-added formulering av produktfunksjonen. Det skaper en mulighet for å se på veksten i resultatene over en bestemt periode, i stedet for resultatene i nivåform. Jeg vil se på tre ulike value-added spesifikasjoner. Først presenteres tilfellet med geometrisk avtakende effekter, deretter ingen avtakende effekt av laggede variabler og til slutt antas det at laggede variabler ikke har noen betydning for resultatene.

Når effektene av innsatsfaktorene i tidligere perioder avtar geometrisk over tid med samme rate kan vi skrive $\alpha_2 = \lambda\alpha_1$, $\alpha_3 = \lambda^2\alpha_1$, osv. λ er en skalar med en verdi mellom 0 og 1. Vi kan da skrive ligning (2) som:

$$T_{isc,t} = \alpha_1 X_{c,t} + \lambda\alpha_1 X_{c,t-1} + \dots + \beta_1 X_{sc,t} + \lambda\beta_1 X_{sc,t-1} + \dots + \gamma_1 X_{isc,t} + \lambda\gamma_1 X_{isc,t-1} + \dots + \psi_t \omega_{isc,0} + \epsilon_{isc,t} \quad (3)$$

Vi kan så ta differansen mellom løpende prestasjonsnivå og lagget prestasjonsnivå multiplisert med λ . Dersom vi samler ledd, forenkler og legger til $\lambda T_{isc,t-1}$ på begge sider får vi:

$$T_{isc,t} = \alpha_1 X_{c,t} + \beta_1 X_{sc,t} + \gamma_1 X_{isc,t} + \lambda T_{isc,t-1} + (\psi_t - \lambda\psi_{t-1})\omega_{isc,0} + \epsilon_{isc,t} - \lambda\epsilon_{isc,t-1} \quad (4)$$

Vi ser at ligningen forenkles sterkt ved å pålegge disse restriksjonene. Dette tilsvarer Koyck transformasjonen i en vanlig dynamisk ligning med uendelig lagfordeling. Vi kan forenkle ytterligere ved å anta at det tidsuavhengige individ- og foreldrebidragseffekten er konstant over tid ved at $\psi_t = \psi_{t-1} = \psi$. Da kan $(\psi_t - \lambda\psi_{t-1})$ skrives som en konstant $\bar{\psi}$. Dette gir

$$T_{isc,t} = \alpha_1 X_{c,t} + \beta_1 X_{sc,t} + \gamma_1 X_{isc,t} + \lambda T_{isc,t-1} + \bar{\psi}\omega_{isc,0} + \eta_{isc,t} \quad (5)$$

$\eta_{isc,t} = \epsilon_{isc,t} - \lambda\epsilon_{isc,t-1}$, og er et stokastisk restledd. Hvis det er realistisk å anta en geometrisk avtakende effekt av forklaringsvariablene kan ligningen altså forenkles kraftig. Prestasjonsnivået kan da bestemmes ved løpende land-, skole- og individuelle bakgrunnsvariabler, lagget prestasjonsvariabel og en individuellspesifikk variabel. Lagget prestasjonsvariabel fanger i dette tilfellet opp effekten av alle de andre laggede variablene. Historiske data er da ikke nødvendige utover tidligere prestasjonsnivå. OLS-estimering av ligning (5) er problematisk siden det vil være korrelasjon mellom lagget prestasjonsvariabel og restledd. Det vil derfor være nødvendig å bruke IV-metode, med for eksempel flere lag av prestasjonsvariabelen som instrument. Det er også et mulig utelatt variabelproblem gjennom den tidsuavhengige individeffekten.

Vi ser nå på det andre tilfellet der effekten av inputvariablene på løpende prestasjonsnivå er konstant. Det vil tilsi at $\lambda = 1$. Dette vil fjerne den tidsuavhengige individeffekten ved at $\bar{\psi} = (\psi - \lambda\psi) = 0$. Vi har da under forutsetningene fjernet det potensielle utelatte variabelproblemet. Vi kan så trekke fra $T_{isc,t-1}$ på begge sider i ligning (5).

$$\Delta T = T_{isc,t} - T_{isc,t-1} = \alpha_1 X_{c,t} + \beta_1 X_{sc,t} + \gamma_1 X_{isc,t} + \eta_{isc,t} \quad (6)$$

De ulike innsatsfaktorene har da alle en umiddelbar engangseffekt på prestasjonsnivået. I dette tilfellet trenger vi ikke data fra tidligere perioder unntatt for prestasjonsnivå. Denne

modellspesifikasjonen kan i prinsippet estimeres med OLS.

En tredje mulighet er å anta at faktorer fra tidligere perioder ikke har noen betydning for prestasjonsnivået i dag. Det vil være det samme som at $\lambda = 0$. Ligning (5) kan da skrives som

$$T_{isc,t} = \alpha_1 X_{c,t} + \beta_1 X_{sc,t} + \gamma_1 X_{isc,t} + \bar{\psi} \omega_{isc,0} + \eta_{isc,t} \quad (7)$$

Det er nok en gang et utelatt variabelproblem gjennom $\bar{\psi} \omega_{isc,0}$, men historiske data er da ikke lenger nødvendig. Denne varianten er den som krever minst tilgang på data.

Alle de tre nevnte modellformuleringene minker datakravene ved at behovet for historiske data blir mindre eller forsvinner. I enkelte av formuleringene er det fortsatt et problem med den tidsuavhengige individ- og familieinnsatseffekten. Styrken til en value-added formulering av modellen er at alt som anses å være faste effekter forsvinner. Det trengs få historiske data og avhengig av troverdigheten til forutsetningene vil sannsynligheten for utelatt variabelproblem bli mindre. Modellen kan da i prinsippet estimeres med OLS. Det er viktig å være observant på de mange sterke og ikke nødvendigvis realistiske forutsetningene som legges til grunn for en slik konklusjon.

En annen modellforenkling er å anta at bare løpende forklaringsvariabler påvirker prestasjonene. Det er tilsvarende som ligning (7) uten det tidsuavhengige individuelle leddet. Da får vi følgende spesifikasjon:

$$T_{isc,t} = \alpha_1 X_{c,t} + \beta_1 X_{sc,t} + \gamma_1 X_{isc,t} + \eta_{isc,t} \quad (8)$$

Denne modellen kan også i prinsippet estimeres med OLS. West og Woessmann (2010) estimerer denne varianten basert på PISA-data for 2003, men estimerer med IV-metoden for å håndtere utelatt variabelproblem (og simultanitet). Siden en viktig problemstilling i denne oppgaven er å undersøke robustheten av denne analysen på PISA 2009-data velger jeg samme framgangsmåte. For mer informasjon om de relevante økonometriske metodene se kapittel 4. I neste delkapittel presenteres den anvendte modellen.

2.2.3 Anvendt modell

Den generelle modellen (1) er formulert på en slik måte at det er lite å utsette på den. Bildet blir et annet når fremstillingen av produktfunksjonen blir mer spesifikk. For at det skal være mulig å bruke OLS, må den defineres additivt. I tillegg blir det spørsmål rundt hvilke variabler som skal være med i analysen og i hvilken funksjonsform⁷. Da er

⁷(Toma, 1996) bruker en modell som er log-lineær med kvadratiske ledd. Det endrer ikke resultatene nevneverdig.

ikke lenger modellen like intuitiv. Alle disse valgene gir forutsetninger for den empiriske modellen, som kan være mer eller mindre realistiske.

En value-added modell, som har lite krav til historiske data og eliminerer individspesifikke effekter som er konstante over tid, kan antas å gi de mest troverdige resultatene. Det er ikke mulig å bruke en slik modell her siden PISA 2009 er et tverrsnittsdatasett. Jeg vil bruke West og Woessmann (2010) sin modell som grunnmodell, for deretter å sjekke ulike utvidelser. Deres modell er lineær med variabler på land-, skole- og elevnivå. Det blir i undersøkelsen deres til en viss grad kontrollert for historiske data. Se kapittel 5.5 for mer informasjon om hvilke variabler West og Woessmann (2010) bruker. De bruker IV-metode for å mildne problemet med potensielle utelatte variabler som er korrelerte med interessevariabelen og mulig simultanitet. Testresultater på kognitive prøver blir brukt som mål på elevenes prestasjonsnivå. Modellene er formulert på følgende måte:

$$T_{isc} = \alpha_1 + \beta_0 P_c + X_c \beta_1 + X_{sc} \beta_2 + X_{isc} \beta_3 + \epsilon_{isc} \quad (9)$$

Her er T_{isc} testresultatet for elev i på skole s og land c . Modellen har et konstantledd α_1 . β ene er vektorer av koeffisienter. P_c er andelen privatskoler i land c og er interessevariabelen. X ene er vektorer av kontrollvariabler på henholdsvis land-, skole- og elevnivå. ϵ_{isc} er et stokastisk restledd.

2.3 Resultatmål

Utdanning er en tjeneste som endrer humankapitalen til et individ⁸. Det har blitt brukt flere typer resultatvariabler i utdanningsforskning for å måle en persons humankapitalen. En tilnærming er å bruke lønn på et senere tidspunkt i livet. Det antas da at arbeidstakeren får betaling ut fra produktivitet ved at høyere produktivitet gir høyere lønn. Kritikken av denne tilnærmingen er at det kan være andre grunner til høy lønn som flaks, kontakter og valg av yrke. I tillegg er arbeidsmarkedet i mange land sterkt regulert med forhandlinger mellom fagforeninger og arbeidsgiverorganisasjoner, noe som gjør lønn mindre meningsfullt som produktivetsmål.

Et annet mål på humankapital er utdanningsnivå. Da kan både antall års utdanning og opptak til høyere utdanning være relevante mål. Det antas da a priori at høyere utdanning tilsvarer høyere nivå av humankapital. Det er ofte under forutsetningen at høyere utdannede mennesker lettere behandler kompliserte oppgaver og enklere tilpasser

⁸Det kan tenkes at det viktige med skolegang ikke i hovedsak er å bedre individets prestasjoner, men å identifisere de individene som er dyktige. Det vil si en slags screening-effekt. Det vil endre hele måten man forholder seg til utdanning. Skoler som har høyt frafall gjør da muligens bedre jobber, fordi de siler elevmassen mer effektivt (Hanushek, 1979). Denne tradisjonen tar utgangspunkt i at arbeidsgiverne har ufullstendig informasjon om arbeiderne og utdanning fungerer som et signal om individets produktivitet (Spence, 1973).

seg endrede rammer og arbeidsoppgaver (Hanushek, 1979). I denne tradisjonen er det også mulig å bruke frafall fra videregående og høyere utdanning som resultatvariabler. Kritikken av alle disse variablene er at de bare sier noe om kvantiteten av utdanning og ikke er direkte knyttet til arbeidstakerens ferdigheter eller produktivitet.

Det tredje målet på humankapital er kognitive ferdighetstester. Denne type mål blir brukt som avhengig variabel i denne studien. Kognitive tester måler som regel elever i kjernefag som matematikk, naturfag og lesing. Det antas at gode ferdigheter i disse fagene gir produktiv arbeidskraft. En kritikk av kognitive tester er at de gir en smal tilnærming til kompetansenivå. Det er andre ferdigheter som tilegnes i skolen som kan være like viktige for å predikere individets suksess i arbeidsmarkedet, slik som sosiale og organisatoriske ferdigheter. Samlebegrepet for slike ferdigheter er ikke-kognitive ferdigheter.

Det finnes også alternative resultatmål som faller utenfor humankapital begrepet. West (1990) diskuterer at utdanning produserer to typer resultat. For det første skapes det humankapital som gjør individet mer produktivt når det slutter seg til arbeidsstyrken. Det har allerede blitt diskutert. For det andre skapes det generell utdanning og med det indoktrineres et felles sett av verdier og holdninger (Lott Jr, 1987, 1990). Denne forståelsen har gitt grobunn for bruken av for eksempel elevholdninger som avhengig variabel (Hanushek, 1986).

3 Tidligere forskning

Diskusjonen rundt en stor offentlig sektor og dens ineffektiviteter er relativt gammel. Allerede i 1962 la Friedman (1962) vekt på viktigheten av konkurranse for offentlige skoler for å bedre resultater for elevene og for å kostnadseffektivisere utdanningssektoren. Jeg skal i dette kapittelet se på noen empiriske studier som er gjort på feltet. En fellesnevner for studiene er at de undersøker privatskolars påvirkning på prestasjonene i utdanningssektoren. Studien har benyttet ulike mål på kvalitet eller produksjon i utdanningssektoren. Kapittelet er delt inn i to underkapittel med henholdsvis forskning fra USA og forskning fra flere andre land. Årsaken til denne inndelingen er at det meste av forskningen på feltet kommer fra USA. Siden denne studien gjør en analyse på tvers av land vil det også være naturlig å se på funnene fra studier fra ulike land. Det er langt færre undersøkelser på dette nivået.

3.1 Studier fra USA

De undersøkelsene som presenteres har til felles at de bruker relativt store tverrsnitts-datasett. En value-added formulering av modellene, for å kontrollere for variabler som er utelatte, er da ikke mulig. Et tema som går igjen er derfor hvor troverdige estimatene blir ved bruk av OLS. I tillegg til studier som bruker OLS som estimeringsmetode vil jeg presentere en del studier som også bruker IV-metode. IV-metoden skal i prinsippet kunne korrigere for skjevheter ved utelatt variabelproblem, målefeil og simultanitet. For nærmere diskusjon se kapittelet 4.3.

Kapittelet er delt inn i tre deler. Første del ser på modeller der det bare er brukt OLS-estimering. Andre del ser på modeller der det også er brukt IV-estimering. Siste del oppsummerer funnene.

3.1.1 Med OLS-estimering

Flere undersøkelser som bruker OLS viser at effekten av privatskoler ikke er statistisk signifikant⁹ eller at effektene varierer i fortegn. Privatskoleeffekten ser dermed ut til å være lite robust på tvers av studier. I dette delkapittelet vil jeg se nærmere på to undersøkelser som illustrerer dette.

Couch, Shughart og Williams (1993) bruker data fra 100 counties i North Carolina fra 1989. De estimerer effekten av privatskoleandelen av elever på gjennomsnittlig testresultat.

⁹Simon og Lovrich Jr. (1996); Maranto, Milliman og Stevens (2000); Smith og Meier (1995); Arum (1996) har ingen signifikante resultat av privatskolekonkurranse på ulike resultatmål ved bruk av OLS-estimering.

tater i matematikk for 8. til 12. klasse i offentlige skoler. De finner en positiv og signifikant effekt av privatskolekonkurranse. Ett standardavviks økning i privatskoleandelen fører til en økning i testresultatene på 0,21 standardavvik.

Den andre studien er utført av Newmark (1995). Han bruker samme datasett og reproducerer resultatene til Couch, Shughart og Williams (1993). For andre spesifikasjoner av deres modell viser privatskoleeffekten seg å ikke være robust. I artikkelen presenterer han 12 andre spesifikasjoner som ikke gir signifikant effekt av privatskole. Newmark (1995) skriver at selv om modellen ikke er robust, trenger det ikke være tilfellet at privat skoler ikke påvirker offentlige skoler. Det er mulig at variasjonen i privatskoleandelen mellom countys er for liten¹⁰.

3.1.2 Med IV-estimering

Hoxby (1994) ser på effekten av privatskolekonkurranse på flere ulike resultatmål. Disse er høyeste utdanningsnivå ved alder 24, AFQT¹¹, log av timelønn i siste jobb, indikator for fullført high school og en indikator for utdannelse på collegenivå. Hun bruker nasjonale data med variabler på både individ- og countynivå. Datasettet hun bruker er NLSY79¹², som inneholder data for 12686 individer. Estimeringsstrategien består av å bruke både FGLS¹³- og IV-estimering. Konkurransvariabelen hun i hovedsak bruker er prosentvis elevandel i katolsk skole på PMSA-nivå¹⁴. Dette er en proxy for privatskolekonkurransen i county. Siden privatskoleandelen trolig er endogen, på grunn av toveis kausalitet med kvalitet i offentlig skole, bruker hun katolikkandelen i befolkningen som instrument.

Ved bruk av OLS-estimering viser hovedresultatet ikke-signifikant effekt av konkurransevariabelen. Ved IV-metode finner hun derimot signifikante positive effekter. For eksempel fører ti prosentpoengs økning i elevandelen i katolske skoler til 0,33 år med ekstra utdannelse for gjennomsnittseleven og to prosentpoengs økning i i evnetesten AFQT. AFQT er en selvvalgt prøve. Det kan gi skjeve estimater på grunn av seleksjonsproblemer. Et alternativ er derfor å bruke andre resultatmål som avhengig variabel. Det er i denne studien gjennomgående positive effekter ved økt konkurranse på alle de ulike resultatmålene ved bruk av IV-metoden.

I teorikapitlet presenteres argumenter for at privatskolekonkurranse kan øke produktiviteten i offentlige skoler. Det understøttes av Hoxby (1994) sine resultater. Hun viser at de

¹⁰Variasjonen i privatskoleandelen er fra 0 til 10,5%.

¹¹Armed Forces Qualification Test. Det er en kognitiv ferdighetsprøve.

¹²National Longitudinal Survey of Youth 1979.

¹³Det er en estimator som korrigerer for heteroskedastisitet av ukjent form, men ikke for endogenitet (Wooldridge, 2009).

¹⁴Primary Metropolitan Statistical Area. Det er et område med relativt høy befolkningstetthet i forhold til omgivelsene rundt og som kan betegnes som et naturlig sentrum.

positive effektene av privatskolekonkurranse er tilnærmet de samme når modellene estimeres kun for elever på offentlig skole. Den positive effekten av økt konkurranse på offentlige skolars kvalitet er et viktig resultat. Det gir en indikasjon på at privatskolekonkurranse kan løfte kvaliteten til hele utdanningsektoren på systemnivå.

Jepsen (2002) bruker i likhet med Hoxby (1994) nasjonale datasett med data på individnivå. Han bruker ett av de samme datasettene, NLSY79, i tillegg til NELS88¹⁵. NELS88 har et utvalg på over 20000 elever på 8. klassetrinn. Han undersøker hvorfor det er så stor spredning i resultatene når det ses på effekten av privatskoleandelen av elever på testresultater, antall års skolegang, fullført high school og oppstart på college. Det fokuseres i denne studien spesielt på ulikheter mellom datasett, klassetrinn, aggregering av konkurransevariabel og valget av estimeringsmetode mellom OLS og IV. Klassetrinnet som konkurransevariabelen måles på har lite å si for resultatene. Han varierer aggregeringsnivået for konkurransevariablene mellom county-, PMSA- og MSA-nivå¹⁶.

OLS-resultatene viser i hovedsak ingen signifikant sammenheng mellom de avhengige variablene og konkurransevariablene. Dette er i samsvar med Hoxby (1994) sine funn. Jepsen (2002) benytter også variasjonen i katolikkandelen i befolkningen som instrument. Ved bruk av IV-estimering er flere av resultatene signifikante. Jepsen (2002) finner at Hoxby (1994) sitt resultat ikke er signifikant når han bruker robuste standardfeil som korrigerer for korrelasjon i restledd mellom studenter fra samme område. Det øker estimert standardfeil med minimum 15%, og gjør det dermed vanskeligere å finne signifikante resultat. Bruken av robuste standardfeil ser dermed ut til å ha avgjørende betydning for enkelte resultat, men er ikke ensbetydende med ingen signifikant effekt av privatskolekonkurranse. Ved å bruke AFQT som avhengig variabel er to av de ni IV-estimatene av privatskoleandelen signifikante. I de to statistisk signifikante effektene fører en 10 prosentpoengs økning i privatskoleandelen til en økning på 2,6 og 3,8 prosentpoeng i testresultatene. Alle konkurransevariabler på MSA-nivå er signifikante og positive på 10%-nivå for antall års utdanning. I de andre seks spesifikasjonene er ikke effekten av privatskoleandelen signifikant. Ved bruk av datasettet NELS88 finner Jepsen (2002) nesten ingen signifikante effekter av privatskoleandelen.

Jepsen (2002) sine resultater er blandede, men i hovedsak er effekten av privatskoleandelen ikke signifikant. I de tilfellene han finner signifikante effekter er disse positive. Resultatene er følsomme for estimeringsmetode, de avhenger i stor grad av datasett og av hvilken resultatvariabel som velges. Resultatene er også avhengig av aggregering av konkurransevariabelen ved at høyere aggregert nivå gir flere signifikante resultater.

Dee (1998) anvender data på skoledistriksnivå fra 18 stater. Han har observasjoner fra

¹⁵Educational Longitudinal Survey of 1988.

¹⁶PMSA og MSA er ofte de samme, i 1990 var det 20 MSA som hadde flere enn én PMSA (Jepsen, 2002). Se fotnote 14 for mer informasjon om PMSA.

4488 skoledistrikt med offentlige skoler. Datasettet som anvendes er på høyere aggregert nivå enn Hoxby (1994) og Jepsen (2002). OLS- og IV-estimering brukes for å se på effekten av andelen elever i privatskoler på fullføringsgraden i high school. Instrumentene som anvendes er dummies konstruert fra befolkningstettheten av katolikker i county. F-testen på førstesteget har en verdi på 145,6. Det tyder på at instrumentet tilfredstiller relevanskriteriet siden det er høyt korrelert med privatskoleandelen. Se kapittel 4.3 for nærmere diskusjon av instrumentvariabelmetoden.

OLS-formuleringen av modellen er følsom for inkludering av flere sosioøkonomiske variabler, som fører til at den signifikante sammenhengen opphører. Dette tyder på et utelatt variabel problem og/eller simultanitet. IV-resultatene innebærer at ti prosentpoengs økning i privatskoleandelen fører til at fullføringsraten stiger med 2,28 prosentpoeng. OLS-estimatoren ser ut til å underestimere effekten av konkurransevariabelen. Forskning på feltet, der bare OLS anvendes, må tolkes i lys av dette resultatet.

Det er verdt å merke seg at aggregeringsnivået til instrumentet er på countynivå. I hovedsak er skoledistrikt mindre enn county, unntaket er Florida der de er overlappende (Jepsen, 2002). I følge Jepsen (2002) sin studie fører høyere aggregert nivå på konkurransevariabelen lettere til signifikante resultater. Det kan se ut til å være tilfellet også for Hoxby (1994) og Dee (1998). Det er mulig at for lav aggregeringsgrad av konkurransevariabelen ikke fanger opp hele effekten av økt konkurranse og at privatskolekonkurranse virker mer på systemnivå.

Greene og Kang (2004) bruker data fra high school fra skoledistrikt i New York. De slår sammen data for 4 skoleår fra 1990-1993. Antall observasjoner som bidrar til resultatene går fra 352 distrikt til 401 ut fra hvilken venstresidevariabel som anvendes. Konkurransevariablene de bruker er elevandelen i privatskoler på countynivå og Herfindahl indeksen (HI)¹⁷. HI er et mål på skoledistriktskonsentrasjonen og den skal fange opp i hvor stor grad offentlige skoler legger konkurransepress på hverandre. Privatskoleandelen instrumenteres med katolikkandelen i hvert county, mens HI er ikke instrumentert.

Målene på utdanningskvalitet som brukes i Greene og Kang (2004) sin studie er gjennomsnittlig testresultat i eksamen i matematikk- og naturfag, prosentandelen som mottar Regent diplom og frafallsraten. Regent diplom tildeles bare elever med ekstra gode testresultater. Privatskoleandelen har signifikant positiv effekt på testresultatene og fullføringsgraden. Den har derimot en negativ effekt på antallet som mottar Regent diplom. HI har negativ effekt for alle typene output og innebærer at høyere konkurranse mellom offentlige skoler har en positiv effekt på kvaliteten i skolene. Greene og Kang (2004) undersøker om det er ikke-lineære effekter av konkurransevariablene. Deres hypotese er at privatskoleeffekten kan bli negativ ved en bestemt grenseverdi. Dette kan skje ved at privatskolene trekker

¹⁷Herfindahl indeksen er målt ved kvadratet av et skoledistrikts elevandel i et county. Den er strengt positiv og går mot én når markedssituasjonen nærmer seg monopol.

til seg de med høyest læringskapasitet eller ved at faste kostnader totalt i sektoren blir høye med mange skoler. Privatskoleandelen har positive effekter innenfor normalverdiene av variabelene.

Sander (1999) bruker også data på skoledistriksnivå. Han finner ingen signifikant effekt av privatskoleandelen på testresultater, fullføringsraten i high school og prosentandelen som søker på college i staten Illinois. Illinois er et interessant tilfelle siden ca. 13% av skoleelevene går i privatskoler. Det er over gjennomsnittet for stater i USA. I tillegg er variasjonen av privatskoleandelen av elever i skoledistrikt fra 0-50%, noe som vil gjøre det enklere å finne et signifikant resultat. Analysene anvender fra 614-1755 observasjoner i estimeringen ut fra hvilken venstreside variabel som brukes. Han tar høyde for endogenitet ved å anvende IV-metode. Instrumentet han bruker er prosentvis katolikkandel på countynivå. Han bruker ikke robuste standardfeil, noe som øker sannsynligheten for å finne en signifikant sammenheng. En mulig årsak til at han ikke finner signifikant effekt av privatskoleandelen kan skyldes at effekten av privatskolekonkurranse kan være stedsspesifikk eller avhengig av andre egenskaper ved utdanningssystemet.

3.1.3 Oppsummering

Resultatene fra de ulike studiene varierer. Noen finner positive effekter av økt privat konkurranse, andre ikke. Jeg vil trekke fram ulikhetene når det gjelder estimeringsmetode, valg av resultatvariabel, bruk av ulike datasett og aggregeringsgraden av konkurransevariabelen. Det kan forhåpentligvis klargjøre mulige årsaker til de ulike resultatene. Denne diskusjonen vil være veiledende for hvilke strategier som kan være fornuftige i min analyse.

Valget mellom OLS- og IV-estimering har betydning for om studiene finner signifikante effekter av privatskolekonkurranse. I hovedsak er resultatene med OLS ikke-signifikante eller tvilsomme. I de undersøkelsene som er presentert ser OLS-estimering ut til å underestimere effekten av privatskolekonkurranse. IV-estimering ser dermed ut til å være viktig for å få konsistente estimater. Dette tas høyde for i min analyse der både OLS og IV blir brukt som estimeringsstrategi.

Valg av utfallsvariabel ser ut til å være avgjørende for estimeringsresultatene. Jepsen (2002) og Sander (1999) finner at privatskoleandelen ikke har signifikant effekt på fullføring av high school. Greene og Kang (2004) finner at privatskolekonkurranse har negativ effekt på hvor mange elever som oppnår utmerkede resultater. Det nærliggende å tro at privatskolekonkurranse kan ha ulik effekt på ulike typer resultatmål i utdanningssektoren. Når kognitive ferdighetsprøver blir brukt som avhengig variabel er effekten av privatskoleandelen ofte signifikant positiv. Det er derfor interessant å studere om dette også er tilfellet for ferdighetsprøvene i PISA 2009.

Valg av datasett ser ut til å ha betydning for funnene. Jepsen (2002) får en del signifikante resultat med NLSY79, men ikke NELS88. Det kan være på grunn av at datasettene representerer ulike tidsperioder. Det åpner muligheten for at min analyse med data fra PISA 2009 ikke nødvendigvis gir samme resultater som tilsvarende analyse med lignende data fra PISA 2003. Et annet viktig moment med Jepsen (2002) sin studie er at datasettene ikke er helt overlappende på geografiske områder. Det er mulig at positive privatskoleeffekter er stedsspesifikke. Det kan forklare hvorfor Sander (1999) ikke får signifikante resultat med data fra staten Illinois, mens tilfellet er annerledes for Jepsen (2002), Dee (1998) og Hoxby (1994) som bruker nasjonale data. En del av analysestrategien i min oppgave er derfor å undersøke om privatskoleeffektene er robuste for ekskludering av enkelte land, eller inkludering av de nye OECD-landene i PISA 2009 i forhold til PISA 2003.

I tillegg ser også høyere aggregeringsnivå på konkurransevariabler ut til å gi flere statistisk signifikante effekter. Det kan være fordi privatskoleandelen påvirker systemnivået i utdanningssektoren. Det vil da være mer egnet å bruke høy aggregeringsgrad. Jepsen (2002) trekker særlig fram Sander (1999)¹⁸ sin studie med konkurransevariabler på skole-distriktsnivå, som ikke får signifikante resultater. Det er i kontrast til de andre studiene vi har gjennomgått med høyere aggregeringsnivå, som får signifikante effekter av privatskolekonkurranse. Disse funnene fra USA motiverer for å se på et høyere analysnivå, på tvers av land, der også konkurransevariabelen er aggregert til landnivå.

3.2 Studier fra flere land

Det er færre studier av privatskolekonkurranse på internasjonalt nivå og for andre land enn USA. Kapitlet er delt inn i tre deler. Første del ser på undersøkelser som gjennomført for hvert enkelt land. Andre del beskriver undersøkelser på tvers av land. Til slutt følger en oppsummering av resultatene.

3.2.1 Studier fra enkeltland

Vandenbergh og Robin (2004) bruker PISA-undersøkelsen fra 2000 i sin analyse. De undersøker om privatskole har betydning for testresultater i matematikk, lesing og naturfag for elevene. De estimerer en separat modell for hvert land. Metodene som anvendes for å unngå endogenitetsproblemer er IV-metode, Heckmans seleksjonsmodell og Propensity Score Matching (PSM). Ved IV-metoden og til en viss grad Heckmans seleksjonsmodell trengs det et instrument for å estimere en deltakelsesmodell (Verbeek, 2008). Dette gjøres for å unngå skjevheter ved at eksogenitetsbetingelsene er brutt. For nærmere diskusjon av metoden se kapittel 4.3. Instrumentet som Vandenbergh og Robin (2004) anvender

¹⁸Jepsen trekker også fram studiene til McMillian (2001) og Simon og Lovrich Jr. (1996).

er en dummy for om eleven går på en skole i en by med mer enn 100000 innbyggere. De argumenterer for at dette ikke er en utelatt variabel fra resultatlikningen ved å anta at variabelen forklarer variasjon i privatskoler gjennom tilbudssiden. I byer er det større tilbud av privatskoler og dermed høyere elevandel. Dette forutsetter at etterspørselssiden ikke påvirker privatskoleandelen, noe som er en streng antakelse. Det er ikke nødvendig med en deltakelsesmodell for PSM. PSM går ut på å gruppere studenter som har relativt like karakteristikk. Det som skiller dem er at noen blir behandlet (går i privatskole), mens andre ikke. Ut fra sammenlikningen av disse to gruppene skal det i prinsippet være mulig å finne en konsistent effekt av privatskoledeltakelse¹⁹.

Vandenberghé og Robin (2004) utfører bare analysen for land som har over ti prosent av elevmassen i privatskole. Disse landene er Østerrike, fransk- og nederlandsktalende Belgia, Brasil, Mexico, Danmark, Frankrike, Irland og Spania. Resultatene fra analysene er blandede. Det ser ut som om hvilket land som brukes i analysen har mer betydning for resultatene enn valg av metode. For eksempel har privatskolene i Brasil 20-100% av et standardavvik bedre resultat på testresultater enn offentlige skoler. Positive effekter av privatskolekonkurranse blir også funnet for nederlandsk- og fransktalende Belgia. For andre land, når det anvendes Heckman- og IV-metode, viser resultatene at offentlige skoler gjør det bedre enn private. Det er tilfellet for Frankrike der offentlige elever har 50-90% av et standardavvik bedre testresultat og Østerrike der de har ett standardavviks bedre resultat. Estimering for Mexico, Danmark og Spania gir ikke noen signifikante resultat. Vandenberghé og Robin (2004) finner dermed ingen effekt som er robust på tvers av land. De foreslår at disse ulikhetene kan komme av at en større andel av privatskolene er religiøse i enkelte land uten at de tester dette empirisk.

Toma (1996) bruker data fra fem land der hun estimerer separate value-added produktfunksjoner for hvert land. Hun bruker data fra den andre internasjonale studien for matematikk fra 1981²⁰. Datasettet har informasjon både fra elever, lærere og skoleledere. Elevene var rundt 13 år da testene ble gjennomført. De landene som er i utvalget hadde én test på begynnelsen og én på slutten av året. Utvalget Toma (1996) bruker er Belgia, Frankrike, New Zealand, Ontario (Canada) og USA. Modellene ble estimert med OLS og IV. IV-versjonen er en modellvariant på tvers av land. Sannsynligheten for at et individ går på privat skole blir da instrumentert med aggregert privatskoleandel i landet vedkommende bor. Det gir veldig få frihetsgrader til en IV-estimering. OLS- og IV-resultatet er relativt like. Svakheten ved analysen er at det er ingen argumentasjon for at instrumentet er eksogent fra resultatmodellen.

OLS-resultatene viste at privatskoleelever gjør det bedre enn offentlig skoleelever i Belgia, New Zealand og USA. Privatskoleelever får dårligere resultater i Frankrike og Ontario i

¹⁹Se diskusjon i Vandenberghé og Robin (2004).

²⁰Denne ble organisert av IEA. International Association for the Evaluation of Educational Achievement.

forhold til de i offentlig skolevesen. I Frankrike er privatskoler i stor grad sentralstyrte noe som muligens kan påvirke resultatet hvis skoleautonomi er avgjørende for de positive privatskoleeffektene. Ontario har bare 3% privatskoleandel. På grunn av lav variasjon blir estimatene mer usikre. Toma (1996) konkluderer med at finansiering av privatskoler er mindre viktig, mens sterk politisk kontroll av privatskolene muligens har en negativ effekt på testresultatene.

3.2.2 Studier på tvers av land

Woessmann (2003) bruker TIMSS²¹ 1995 for å se på studentprestasjonene for 13-åringer på tvers av land. Han setter sammen et mikrodatasett for 39 land med mer enn 260000 studenter. TIMSS tester studentenes kognitive ferdigheter i matematikk og naturfag, i tillegg til spørreundersøkelser for både elever, lærere og skoleledere. Dette gir et bredt datagrunnlag av bakgrunnsvariabler med variabler både på individ-, klasse- og skolenivå.

Woessmann (2003) argumenterer for at det er nødvendig å bruke data på tvers av land for å finne effekter av ulike utdanningssystemer. Variasjon innenfor enkeltland blir ofte for liten. Datastrukturen er på tverrsnittsnivå og analysene utføres med OLS-estimering. Det gjør det vanskelig å ivareta mulige endogenitetsproblemer. Han argumenterer for metodebruken ved at institusjoner kan bli sett på som eksogene i forhold til studentprestasjoner på grunn av den høye graden av persistens i strukturen i utdanningssektoren.

I effekten av privatskoleandeler på testresultater bruker han variasjonen over 23 land. Land med høyere elevandel i privatskole får bedre resultat både i matematikk og naturfag. Ett standardavviks økning i privatskoleandelen gir 0,105 standardavviks økning i matematikkprestasjonene. Samtidig finner Woessmann (2003) at land som dekker en større andel av privatskoleutgiftene i forhold til utgiftene til offentlige skoleutgifter har bedre resultat i matematikk. Effekten kan være underestimert siden det er mulig at privatskoleandelen også reduserer utgifter til offentlige skoler.

West og Woessmann (2010) bruker PISA 2003 studien til å se på effekten av privatskoleandelen av elever på testresultater og kostnad per elev. Denne studien vil jeg gå spesielt nøye gjennom siden en viktig del av det empiriske arbeidet i oppgaven er å undersøke om deres resultater er robuste. Elevene som tar PISA-testen er 15 år. De utnytter PISA-databasens rike bakgrunnsdata for elever og skoler. Til sammen inneholder datasettet rundt 220000 elever fra 29 land. I forhold til Woessmann (2003) er West og Woessmann (2010) en metodisk utvidelse ved at de benytter både OLS- og IV-metoden i estimeringen av sammenhengen mellom privatskoleandelen og testresultater. De bruker et historisk instrument, andelen katolikker i landet i 1900, i kombinasjon med en dummyvariabel for

²¹Third International Mathematics and Science Study

om statsreligionen ikke var katolisisme. De tester eksklusjonsbetingelsen ved å korrelere katolikkandelen med flere variabler som kan påvirke testresultatene. Det kan ses som en kontroll på om det er noen direkte eller indirekte effekter på testresultater og dermed om instrumentet er eksogent fra resultatlikningen. For mer detaljert gjennomgang av IV-metoden se kapittel 4.3.

OLS-resultatene viser lavere effekt av privatskoleandelen enn IV-resultatene. Det kan tyde på at OLS underestimerer effekten på grunn av endogenitet. Privatskoleetterspørselen er sannsynligvis høyere når kvaliteten på offentlig skole er lav. IV-resultatene viser at det er en signifikant positiv sammenheng mellom testresultat i matematikk og privatskoleandelen. Ett standardavviks økning i privatskoleandelen fører til en økning i studentresultatene med 9 prosent av et internasjonalt standardavvik. Siden undersøkelsen har såpass få frihetsgrader, med 29 land, er variansen til estimatet relativt høyt. Privatskoleeffekten på testresultater i lesing og naturfag er svakere, men signifikant positive. Ti prosentpoengs økning i privatskoleandelen fører til en økning på 5 prosent av et standardavvik i lesing og naturfag. Ved å kjøre analysen på et utvalg med bare elever i offentlig skole får de nesten like sterke resultater og dette innebærer at privatskoleandelen ser ut til å øke kvaliteten i offentlig skole. Dette samsvarer med resultatet til Hoxby (1994).

3.2.3 Oppsummering

Selv om de fleste studier finner positive effekter på utdanningsmål av privatskolekonkurranse, kan det tenkes at effektene er stedsspesifikke. Belgia er et land som går igjen i flere undersøkelser med positive effekter. Frankrike derimot er et land som går igjen med negative privatskoleeffekter. Toma (1996) trekker fram at det kan være på grunn av Frankrikes sterkt sentralstyrte skolevesen. Vandenberghe og Robin (2004) og Toma (1996) bruker flere metoder for å sjekke robustheten til resultatene. Det gir ikke noen nevneverdige utslag i resultatene. Instrumentene som de anvender er imidlertid bare eksogene under sterke antakelser. Troverdigheten av resultatene er dermed sterkt avhengig av om disse antakelsene er oppfylte eller ikke.

West og Woessmann (2010) studie tyder på at det i gjennomsnitt er positive effekter av privatskolekonkurranse på tvers av land. Det er mulig at det er noen land som driver dette resultatet, hvis vi ser funnene i sammenheng med resultatene fra enkeltland. Både ved OLS- og IV-estimering ser det ut som at effekten er signifikant og positiv. Woessmann (2003) finner samme resultat med OLS. IV-estimering ser ut til å øke størrelsen på effekten. Det er verdt å merke seg undersøkelsene har få frihetsgrader med bare variasjon over 29 land. Ved IV-estimering er det mulighet for betydelig skjevheter i små utvalg selv om instrumentet oppfyller relevanskriteriet. I tillegg fører få frihetsgrader til at variansen til estimatet blir relativt høy. Det gjør det vanskeligere å finne signifikante effekter. På tross

av dette ser privatskolekonkurranse ut til å virke positivt. Det brede konfidensintervallet gjør det vanskelig å bestemme om det er en marginal eller sterk effekt. Undersøkelsens få frihetsgrader og usikkerheten rundt størrelsen på effektene motiverer for å undersøke om West og Woessmann (2010) modell er robust overfor datasett, inkludering av enkeltland og inkludering av nye kontrollvariabler.

4 Økonometriske utfordringer

I dette kapitlet vil jeg diskutere de økonometriske utfordringen med denne empiriske undersøkelsen og presentere de ulike metodevalgene. OLS-regresjon vil bli brukt som utgangspunkt for metodediskusjonen. OLS er en metode for å estimere parametre i en lineær regresjonsmodell ved å minimere summen av kvadrerte avvik (Wooldridge, 2009). Det er flere forutsetninger som må være oppfylt for at OLS skal gi konsistente og forventingsrette estimater. Framstillingen av disse forutsetningene vil bygge på presentasjonen i Wooldridge (2009) sin lærebok.

Vi tar utgangspunkt i en forenklet versjon av modell (9).

$$T_{isc} = \alpha_1 + X_c\beta_1 + X_{sc}\beta_2 + X_{isc}\beta_3 + \epsilon_{isc} \quad (9')$$

Den første forutsetningen er at modellen er lineær i parameterene. Den andre forutsetning er at utvalget er tilfeldig trukket fra populasjonen. Tredje forutsetning er at det ikke er perfekt multikolaritet. Det vil si en perfekt lineær sammenheng mellom forklaringsvariabler. De neste forutsetningene går direkte på restleddet. Den fjerde forutsetningen er at restleddet må ha en forventning lik null betinget på forklaringsvariabelene. Dette innebærer at restleddet ikke er korrelert med forklaringsvariabelene i modellen.

$$E(\epsilon_{isc} | X) = 0$$

Her er X en vektor av alle de ulike forklaringsvariabelene på land-, skole- og individnivå. Så lenge alle disse forutsetningene er oppfylt vil OLS gi forventningsrette og konsistente estimater.

De neste to forutsetningene går på variansen til estimatoren. Femte forutsetning er ingen heteroskedastisitet.

$$Var(\epsilon_{isc} | X) = \sigma^2$$

Betingelsen sier at variansen i restleddet er konstant på tvers av observasjoner. Forutsetninger om variansen er avgjørende for inferenstesting. Dette diskuteres i neste avsnitt. Sjette forutsetning sier at restleddet må være ukorrelert mellom individ.

$$E(\epsilon_{isc}\epsilon_{jsc} | X) = 0 \quad \text{når } i \neq j$$

4.1 WLS og cluster-robuste standardfeil

På grunn av hierarkisk datastruktur og stratifisert utvalgsmetode blir vektet regresjon, WLS²², anvendt i denne oppgaven. WLS blir brukt for to formål. Først vektet alle elevobservasjonene innenfor land med sannsynligheten for å bli trukket til utvalget. På grunn av stratifisert utvalgsmetode, som bryter med betingelsen for tilfeldig utvalg, er det nødvendig med WLS for å få konsistente estimater²³. For det andre får alle land til delt samme vekt. Det gjøres på grunn av at størrelsen på utvalget til hvert land varierer og med like vekter vil alle land bidra likt til resultatene²⁴.

I PISA-datasettet er det sannsynlig at restleddene på elevnivå er korrelert innenfor skole eller land. Det er brudd på den femte og sjette betingelsen om konstant varians og ukorrelerte restledd på tvers av individ. Dette vil underestimere standardavvikene. Det anvendes cluster-robust variansestimering på landnivå for å kontrollere for dette (Cameron og Trivedi, 2010). Estimerte standardavvik blir høyere og det vil hindre at vi godtar spuriøse estimerte sammenhenger, se diskusjon i Woessmann (2003) for nærmere redegjørelse av dette.

I de neste tre delkapittelene presenteres ulike brudd på eksogenitetsbetingelsen. Det vil si fjerde forutsetning der restleddet har en forventning lik null betinget på forklaringsvariabelene.

4.2 Brudd på eksogenitetsforutsetningen

4.2.1 Utelatt variabelproblem

Utelatt variabelproblem oppstår når en relevant forklaringsvariabel er utelatt fra den modellen som estimeres. Det vil si at den forklarer en del av variasjonen i den avhengige variabelen og er korrelert med en eller flere av forklaringsvariabelene (Wooldridge, 2009). Det vil da oppstå skjevheter i de estimerte koeffisientene. Retningen og størrelsen på skjevhetene er vanskelig å avgjøre siden forklaringsvariabelene ofte er innbyrdes korrelerte.

Vi kan vise den potensielle skjevheten med en enkel modell som bare varierer over individer i .

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + u_i$$

²²Weighted Least Squares. Beskrivelse av metoden og anvendelse finnes i Wooldridge (2009); Cameron og Trivedi (2010).

²³Standarden er at alle land bruker et to stegs utvalgsmetode. Først trekkes skoler, der skolene er vektet ut fra antall 15-årige elever. Deretter blir 35 elever trukket ut fra skolen. For mer om den stratifiserte utvalgsmetoden se teknisk rapport fra OECD (2006).

²⁴Final student weight fra PISA 2009, som er vekten som korrigerer for stratifisert utvalg, blir transformert slik at hvert land har en vekt på 1000. Dette svarer til metoden brukt av West og Woessmann (2010) og er basert på personlig informasjon fra Elke Lüdeman.

y er her avhengig variabel, x_1 er forklaringsvariable og u er stokastisk restledd. Vi antar at x_2 er en utelatt variabel. Skjevheten i koeffisienten til x_1 vil da være

$$E(\beta_1) = \beta_1 + \beta_2\delta$$

β_2 er koeffisienten til x_2 . δ er korrelasjonen mellom x_1 og x_2 . Forventningen til estimatoren vil ha en skjevhet gjennom det siste leddet. Fortegnet og størrelsen til skjevheten avhenger av fortegnet og størrelsen til både β_2 og δ .

Utelatt variabelproblem er et potensielt problem i denne studien siden relativt få kontrollvariabler kan inkluderes på landnivå på grunn av få land i utvalget. Kulturelle aspekter ved land kan være særlig problematiske. Verdier og holdninger er vanskelig å fange på et så aggregert nivå. Disse utelatte variablene kan være korrelert med privatskoleandelen. Retningen og størrelsen på skjevheten er vanskelig å forutsi. På skolenivå er det flere observasjoner og dermed mulig å kontrollere for flere variabler. Det reduserer risikoen for utelatt variabelproblemet på dette nivået.

På individnivå er det flere mulige utelatte variabler. Elevens evner og anlegg er det vanskelig å finne gode mål på og er derfor en potensiell utelatt variabel som ofte nevnes i studier på utdanningskvalitet (Hanushek, 2002). Hvis privatskoler trekker til seg de elevene med høyest læringskapasitet vil korrelasjonen mellom privatskoleandelen og elevens evner være positiv. Det kan føre til at effekten av privatskoleandelen på testresultater overestimeres. Hanushek og Kimko (2000) argumenterer derimot for at variasjonen i evner ikke er betydelig på tvers av land.

Familiens bidrag til elevens læring er en annen mulig utelatt variabel. Den er nok et eksempel på en variabel som er vanskelig å måle. Økt innsats fra familie vil antakeligvis påvirke testresultater positivt. Det er nærliggende å tro at foreldre som legger mye vekt på sine barns utdanning også oftere vil vurdere privatskole som alternativ. Under disse forutsetningene vil effekten av privatskoleandelen på testresultater sannsynligvis overestimeres.

4.2.2 Målefeil

Målefeil oppstår når de observerte data avviker fra den variabelen vi ønsker å måle (Wooldridge, 2009). Vi kan skille mellom målefeil i avhengig og uavhengig variabel. Ved målefeil i avhengig variabel, og hvis målefeilen er uavhengig av forklaringsvariablene, vil det eneste problemet være at variansen til koeffisientene øker. Ved klassisk målefeil i høyresidevariabel er saken en annen. Det vil gi skjeve og inkonsistente estimatorene (Wooldridge, 2009, s. 319).

4.2.3 Simultanitet

Simultanitet oppstår når en eller flere forklaringsvariabler bestemmes simultant med den avhengige variabelen (Wooldridge, 2009). Det impliserer at forklaringsvariablene er korrelert med restleddet på grunn av toveis kausalitet. Det vil gi skjeve og inkonsistente estimater.

I den empiriske forskningen på sammenhengen mellom privatskolekonkurranse og skolekvalitet påpekes nesten alltid problemet med potensiell simultanitet. Årsaken er at det er sannsynlig at kvaliteten på offentlig skole påvirker privatskoleetterspørselen negativt (Belfield og Levin, 2002). Ved høy kvalitet i offentlig skole vil privatskoleandelen sannsynligvis være lav. Hvis privatskoleandelen også har en positiv effekt på skolekvaliteten får vi toveis kausalitet som vil gi skjevheter i estimatene.

4.3 IV-metoden

Et mulig alternativ i situasjoner med endogen høyresidevariabel forårsaket av utelatt variabelproblem, målefeil eller simultanitet er instrumentvariabelmetoden (Wooldridge, 2009). Denne metoden kan i prinsippet gi konsistente estimater. Det er denne tilnærmingen som anvendes i denne undersøkelsen. For å kunne bruke denne metoden må vi finne en eller flere instrument z som er korrelert med forklaringsvariabelen av interesse, men som ikke er en utelatt variabel fra regresjonen. Vi bruker ligning (9) som utgangspunkt. Et gyldig instrument må tilfredstille:

$$Cov(z, P_c) \neq 0 \quad (i)$$

$$Cov(z, \epsilon_{isc}) = 0 \quad (ii)$$

Forutsetning (i) sier at instrumentet er korrelert med forklaringsvariabelen. Det kalles ofte relevansbetingelsen. I min analyse vil jeg som West og Woessmann (2010) bruke katolikkandelen i 1900 som instrument for privatskoleandelen i landet 2009. Relevansbetingelsen vil da si at katolikkandelen i 1900 må korrelere med privatskoleandelen i 2009. Forutsetning (ii) innebærer at katolikkandelen ikke er korrelert med restleddet. Det kalles ofte eksklusjonsbetingelsen og innebærer at katolikkandelen i 1900 påvirker testresultatene i PISA 2009 bare gjennom effekten på privatskoleandelen. For mer informasjon om det aktuelle instrumentet se kapittel 5.4.

Instrumentvariabelmetoden kan gjennomføres som en to-stegsmetode (2SLS). I første steg estimeres en ligning med privatskoleandelen som vestresidevariabel og instrumentet og de andre forklaringsvariablene som høyresidevariabler. Predikerte privatskoleandeler blir

anvendt som forklaringsvariabel i andre steget for å forklare variasjonen i testresultater. Det er denne tilnærmingen som blir brukt i citet*West2010 og i min studie.

Anvendelse av IV-estimatoren er ikke uproblematisk. IV-estimatoren har høyere varians enn OLS-estimatoren selv når eksklusjonsbetingelsen holder (Wooldridge, 2009). Variansen minker i styrken på korrelasjonen mellom instrument og instrumentert variabel. IV-estimatoren er konsistent under forutsetningene (i) og (ii), men vil i små utvalg ofte ha betydelige skjevheter (Wooldridge, 2009).

Situasjonen endrer seg når vi ikke kan forutsette at eksklusjonsbetingelsen holder. Det kan ikke testes direkte om instrumentet er ukorrelet med restleddet, men må antas ut fra en teoretisk diskusjon. Det vil derfor alltid være en viss grad av usikkerhet. Et annet problem er hvis instrumentet er svakt. Svakt instrument betyr i mitt tilfelle at korrelasjonen mellom privatskoleandelen og katolikkandelen er svak. Det kan lede til store skjevheter i IV-estimatene (Bound, Jaeger og Baker, 1995). Det er derfor viktig å undersøke i hvilken grad instrumentet forklarer variasjonen i den endogene høyresidevariabelen. Dette kan gjennomføres ved en F-test der vi tester om effekten av instrumentet i første steget er lik null. Stock, Wright og Yogo (2002) anbefaler at F-verdien på førstesteget må være 10 eller høyere for å indikere at det ikke er et svakt instrument.

4.4 Missing

Missing vil si at vi mangler data for en variabel. Hvis et individ mangler data på noen av variablene i regresjonsmodellen, blir dette individet vanligvis utelatt fra estimeringsutvalget og analysen. Hvis missing er tilfeldig vil det eneste problemet være at utvalget blir mindre og variansen til estimatene høyere. Det gir ingen skjevheter i estimatene (Wooldridge, 2009).

Missing er problematisk når det ikke er tilfeldig. Det fører til at utvalget som nyttes i regresjonen ikke speiler populasjonen. Det kan da oppstå et seleksjonsproblem. Hvis faktorene som avgjør seleksjonen til utvalget er avhengig av restleddet, er ikke Gauss Markov (OLS) betingelsene oppfylt. Det vil gi skjevheter i estimatene (Cameron og Trivedi, 2010).

Prosentvis missing i variablene i analysen finnes i tabell A.1 i appendiks. Et problem er at dersom en stor andel av observasjonene har missing på en eller flere sentrale forklaringsvariabler, kan antall observasjoner som totalt benyttes bli lite. Det kan gjøre det nødvendig å imputere missingverdiene. Det er tilfellet i materialet jeg benytter, PISA 2009, og i West og Woessmann (2010) som benytter PISA 2003. For forklaring av imputeringsmetoden og anvendelsen i analysen se appendiks B.

5 Databeskrivelse

I dette kapittelet skal jeg beskrive datamaterialet som er brukt i analysene. I hovedsak er dette PISA 2009-undersøkelsen, som jeg vil gå nærmere inn på i neste delkapittel. Jeg vil supplere denne framstillingen med å vise til deskriptiv statistikk fra OECD-land som beskriver hvordan konkurranse i utdanningssektoren varierer over land. I tabell A.1 er det en oppsummering av alle variabelene, deres gjennomsnitt, standardavvik, maksimum- og minimumsverdi og prosentvis missing.

Det rike bakgrunns materialet fra PISA 2009 med variabler både på skole- og elevnivå er blitt supplert med flere kontrollvariabler på landnivå. Fra OECDs statistikkdatabase har jeg hentet data for variabelene lærerlønn relativt til BNP per capita og relativt til gjennomsnittslønn for personer med høyere utdanning, kumulativ elevutgifter fra alderen 6 til 15 og BNP per capita. Data som beskriver om land har eksterne avgangseksamener i matematikk og naturfag er hentet fra boken *School Accountability, Autonomy and Choice around the World* av Woessmann, Luedemann, Schuetz og West (2009). Variabelen som indikerer om et land har hatt kommunistisk regime er hentet fra boken *The socialist system: The political economy of communism* av Kornai (1992). Katolikkandelen i 1900 og 2000 er hentet fra *World Christian Encyclopedia* av Barrett, Kurian og Johnson (2001).

5.1 PISA 2009

Hovedelen av data er hentet fra PISA 2009. PISA er en internasjonal undersøkelse av skolesektoren i ulike land som er utført i regi av OECD. Den gjennomføres hver tredje år. I tillegg til at 15 åringer testes i lesing, matematikk og naturfag, blir de også spurt om familiebakgrunn, holdninger og læringsmiljø på skolen. Spørreskjema blir også sendt til foreldre og skoleledere for å hente inn bakgrunns karakteristikk for hver elev og karakteristikk ved skolen/læringsmiljøet. For PISA 2009 er hovedfokuset på lesing, men alle de tre fagene testes hvert år.

PISA 2009-datasettet gir et utvalg på 33 OECD-land til analysene. En liste over alle landene finnes i tabell A.1. I forhold til utvalget i West og Woessmann (2010) sin studie er fire nye land inkludert i OECD. Disse er Chile, Slovenia, Israel og Estland. Frankrike blir ekskludert fra analysene på grunn av at de ikke rapporterer data på skolenivå.

For det imputerte datamaterialet er det 271842 observasjoner over 29 land. Dette er for de OECD-landene som ble benyttet i West og Woessmann (2010). Ved å føye til Chile, Slovenia, Israel og Estland er det 294155 observasjoner over 33 land. Uten imputering av manglende data elimineres over 50% av observasjonene fra analysene. Det er årsaken til at imputerte data brukes i mine analyser, i likhet med i West og Woessmann (2010).

5.2 Avhengige variabler

De avhengige variablene som blir brukt i denne undersøkelsen er testresultater i matematikk, lesing og naturfag. Testresultatene er skalert til å ha et internasjonalt gjennomsnitt på 500 og et standardavvik på 100 på tvers av alle OECD-land. Gjennomsnitt og standardavvik for utvalget som anvendes ligger i nærheten av dette.

5.3 Konkurransenvariabler

Forklaringsvariabelen av interesse er andelen av elever i privatskole i hvert land. West og Woessmann (2010) drar nytte av at skolene rapporterer om de er private eller offentlige i PISA 2003, og aggregerer denne variabelen til landnivå for å få privatskoleandelen. Jeg vil benytte samme metode med tilsvarende variabel i PISA 2009. Variabelen er ment å fange konkurransepresset private skoler bidrar med i utdanningsmarkedet. Denne variabelen sier bare noe om kvantiteten av alternativer, den beskriver ikke faktisk strategisk atferd i utdanningsmarkedet. Den har et gjennomsnitt på 0,171 med et standardavvik på 0,181. Dette kan tolkes slik at de fleste landene i utvalget har en relativ lav privatskoleandel. Variasjonen i variabelen kan ikke karakteriseres som høy siden standardavviket er så lavt, noe som kan gjøre det vanskelig å finne signifikante effekter. Minimumsverdien for variabelen er 0,006 og maksimumsverdien er 0,69.

For å utvide analysen benyttes offisielle tall for privatskoleandel i høyere trinn av grunnskolen som alternativ (se fotnote 25 for mer informasjon trinnoppdelingen i grunnskolen). Variabelen er hentet fra OECD sin statistikkdatabase med data fra 2008. Data for Irland, Israel og Tyrkia er ikke å finne i dette materialet. For disse landene brukes tall fra aggregert privatskoleandel fra PISA 2009. Variabelen med offisielle tall har et gjennomsnitt på 0,16 med et standardavvik på 0,17. Det er ikke så ulikt den aggregerte variabelen fra PISA-datasettet. Derimot har den et minimumspunkt på 0,001 og maksimumspunkt på 0,78. Vi ser at variasjonsbredden her er større enn ved variabelen generert fra PISA 2009-materialet.

Som en utvidelse i forhold til West og Woessmann (2010) vil jeg også benytte skoleandelen som rapporterer at de er i en konkurransesituasjon med andre skoler. Denne variabelen er aggregert til landnivå basert på rapporterte svar fra skoleleder i PISA-datasettet. Variabelen er ment å fange noe av konkurransen som også offentlige skoler bidrar med i markedet for utdanningstjenester. Den har et gjennomsnitt på 0,8 med et standardavvik på 0,11. Dette er også en variabel med lav variasjon som kan gjøre det vanskelig å identifisere effektene. Minimumsverdien er 0,3 og maksimumsverdien er 0,96.

Privatskoleandelen og kvaliteten i offentlig skole bestemmes sannsynligvis simultant. En offentlig skole av lav kvalitet vil gi en høyere privatskoleandel og en høyere privatskoleandel

vil i følge hypotesen bidra til bedre kvalitet i offentlige skoler. Privatskoleandelen blir derfor instrumentert for å hindre skjevheter. I neste avsnitt beskrives instrumentet som anvendes.

5.4 Instrument for privatskoleandelen

Instrumentet som anvendes i analysen er det samme som West og Woessmann (2010) bruker. Det vil si katolikkandelen i landet i 1900 multiplisert med en dummy for om landet ikke hadde katolisisme som statsreligion samme år. På 1800- og 1900-tallet implementerte de fleste av de industrialiserte landene program for statlig finansiert allmenn utdanning (Ramirez og Boli, 1987). Den katolske kirken var i opposisjon til offentlige skoler (West og Woessmann, 2010). Kirken protesterte mot statlig monopoli på utdanning og ville at katolske barn skulle få en katolsk utdanning. Det ble derfor ofte etablert katolske privatskoler for å sørge for dette, også i de landene der staten ikke ville finansiere religiøse skoler. Det er trolig at denne aktiviteten førte til at det ble mer legitimt også for andre aktører å starte privatskoler i disse landene. Det fører til at katolikkandelen i 1900 fortsatt i dag potensielt kan forklare en del av variasjonen i privatskoleandelen. F-verdien fra første steget i West og Woessmann (2010) hovedmodell er 13,4. Det tyder på at det ikke er et svakt instrument og at det er relevant (Stock, Wright og Yogo, 2002).

Deskriptiv statistikk tilknyttet instrumentet finnes i tabell A.1.

5.5 Kontrollvariabler

I dette kapitlet skal jeg beskrive de ulike kontrollvariabelene. De presenteres ut fra hvilket nivå de er rapportert på; individ-, skole- eller landnivå.

5.5.1 Bakgrunnsvariabler på individnivå

Først presenteres variabelene som beskriver elevkarakteristikk. Jente er en dummyvariabel som beskriver elevens kjønn. Andelen av jenter i utvalget er 0,48.

Alder er en variabel som viser elevens alder ved besvarelse av testene. Den har et gjennomsnitt på 15,76 med et standardavvik på 0,3. Testprosedyren krever at eleven er 15 år. Minimumsverdi er dermed 15,17 og maksimumsverdi er 16,33.

Førskole er en dummyvariabel som beskriver om eleven har hatt skoleforberedende opplæring i barnehagen i mer enn ett år. Den internasjonale gjennomsnittsandelen er på 0,69 med et standardavvik på 0,46. Det tyder på at det er en del variasjon mellom land, men at førskole er relativt vanlig.

Skolestartsalder er en kontinuerlig variabel som viser elevens alder ved skolestart. Den har et gjennomsnitt på 6,12 med et standardavvik på 0,76. Det tyder på at storparten av elevene starter skolegangen når de er mellom 5 og 7 år.

PISA-datasettet deler ofte grunnskoleopplæringen inn i kategoriene nedre og øvre trinn²⁵. Denne kategoriseringen anvendes for variablene for repetisjon av klassetrinn. Repetisjon av klasse (lavere trinn) er en dummyvariabel som beskriver om eleven har tatt opp ett eller flere år i lavere trinn i skolen. I gjennomsnitt gjøres det av en andel på 0,12 med et standardavvik på 0,33. Repetisjon av klasse (høyere trinn) er samme type variabel for høyere trinn. Det er her en lavere andel på 0,08 som repeterer klassetrinn. Standardavviket er også mindre i forhold til lavere trinn med 0,27.

Klassetrinn viser til dummyvariabler for 7-12. klasse. 32,6 prosent går i 9. klasse, mens 52,7 prosent går i 10. klasse. Det utgjør over 85 prosent av elevene.

Immigrasjonsbakgrunn viser til tre dummyvariabler som beskriver om eleven er født og oppvokst i landet (innfødt), førstegenerasjons innvandrere eller andregenerasjons innvandrere. 92,3 prosent av elevene er født og oppvokst i testlandet. 3,4 prosent er førstegenerasjons innvandrere og 4,3 er andregenerasjons innvandrere. Hovedvekten av elevutvalget er dermed født og oppvokst i det aktuelle testlandet.

Førstespråk er testspråk er en dummyvariabel som skal vise om testspråket er elevens morsmål. Dette er tilfellet for 92,8 prosent av elevene.

Så skal jeg presentere familiebakgrunnsvariabelene som benyttes i analysen. De første variabelene beskriver om eleven bor sammen med sine foreldre. Den er delt opp i tre dummier som er ingen av foreldrene, én av foreldrene eller begge foreldrene. 82,4 prosent av elevene bor sammen med begge foreldrene. 13,6 prosent rapporterer at de bor sammen med én forelder, mens 4,1 prosent bor ikke sammen med noen av foreldrene. Majoriteten av elevene bor sammen med begge foreldre.

De neste variablene beskriver foreldrenes arbeidsstatus. Det gir dummyvariabelene begge i fullstilling, én i fullstilling og én i halvstilling, én i fullstilling og den andre i mindre enn halvstilling, én i halvstilling og den andre i mindre enn halvstilling og den siste er at begge har mindre enn halvstilling eller er arbeidsledige. For 35,9 prosent av elevene er begge foreldrene i fullstilling. For 18 prosent av elevene er én i fullstilling og den andre i halv. 29,8 prosent av elevene har en forelder som er i fullstilling mens den andre har mindre enn halvstilling. 5,8 prosent har én forelder i halvstilling og den andre i en mindre

²⁵I PISA-datasettet brukes ISCED-klassifikasjon, International Standard Classification of Education. Lavere trinn er oversatt fra "primary education", og beskriver skolegang der fokuset ligger på læring av basiskunnskaper som lesing, skriving og matematikk. Ofte har elevene en hovedlærer som står for undervisningen på dette nivået. Høyere trinn er oversatt fra "lower secondary education" og beskriver skolegangen som følger direkte etter, ofte etter 4 til 7 år. Den karakteriseres ved at undervisningen er mer fagorientert, der man ofte har lærere som har spesialisert pedagogisk kompetanse til å undervise i faget. Mer informasjon om klassifiseringen finnes på OECD sine hjemmesider.

stilling. 8 prosent av elevene har at begge foreldre har mindre enn halvstilling eller er arbeidsløse. Det er mest vanlig at begge foreldre er i fullstilling eller at én er i fullstilling mens den andre har mindre stilling eller er arbeidsløs.

Foreldrenes yrke (høyeste) deles inn i fire dummyvariabler som beskriver karakteren av foreldrenes yrke og om yrket krever høy eller lav kompetanse. Karakteren av foreldrenes yrke deles inn i blåsnipp og hvitsnipp yrker. Meget forenklet kan det sies at blåsnippyrker kan være klassiske arbeideryrker slik som for eksempel manuelle og service jobber. Hvitsnippyrker er for eksempel funksjonær, leder eller spesialiserte yrker. En klassifisering av alle de registrerte yrkene kan finnes på OECD sine hjemmesider. Av elevene som rapporterer blåsnippyrke har 11,6 prosent av det totale utvalget foreldre med lav kompetanse og 15,3 prosent foreldre med høy kompetanse. Når det gjelder hvitsnippyrker har 23,2 prosent av det totale utvalget foreldre med lav kompetanse og 50 prosent høy kompetanse. Det er tydelig at elevene ofte har en forelder med hvitsnippyrke, der også høy kompetanse er det mest vanlige. Høy andel av spesialisert arbeidskraft karakteriserer OECD-land og er dermed ikke overraskende.

Bøker i hjemmet er en gruppe av dummyvariabler som er en proxy for familiens kulturelle kapital. 19 prosent av elevene rapporterer at de har mellom 1-10 bøker, 18,5 prosent har 11-25 bøker, 28,3 prosent har 26-100 bøker, 15,3 prosent har 101-200 bøker, 11,9 prosent har 201-500 bøker, mens 7 prosent har mer enn 500 bøker i hjemmet. Flest rapporterer å ha mellom 26-100 bøker mens det er relativt jevnt fordelt over de andre kategoriene.

Indeks for økonomisk, sosial og kulturell status (ESCS) er en sammensatt variabel. Den er kombinert av den internasjonale sosioøkonomiske indeksen for yrkesstatus (ISEI), antall års skolegang for foreldrene, PISA-indeksen for økonomisk velstand, PISA-indeksen for utdanningsressurser i hjemmet og PISA-indeksen for besittelse av klassiske kulturelle gjenstander i hjemmet. Høyere nivå på disse variabelene gir høyere nivå på ESCS. Mer informasjon om variabelens sammensetning finnes på PISA sine hjemmesider. Variabelen har et gjennomsnitt på -0,31 med et standardavvik på 1,21. Minimumsverdi for variabelen er -6,04 og maksimumsverdi er 3,54.

5.5.2 Skolevariabler

Dette delkapittelet beskriver variabler som karakteriserer skolens beliggenhet og ressurser. Vi begynner med å se på skolens beliggenhet, som rapporteres av skoleleder. Beliggenheten beskrives gjennom fire dummyvariabler som er landsby, småby, by og storby. Disse variabelene er definert på den måten at landsby betyr under 3 000 innbyggere, småby mellom 3 000 og 100 000 innbyggere, by mellom 100 001 - 1 000 000 innbyggere og storby betyr over 1 000 000 innbyggere. 18 prosent av elevene går på skole i landsby, 49,4 prosent i småby, 21,1 prosent i by og 11,6 prosent i storby. Vi ser at nesten 50 prosent av utvalget

går på skole i småby.

Klassestørrelse er en variabel som beskriver klassestørrelsen i lesing, som er rapportert av elevene. Denne variabelen brukes også som proxy for klassestørrelse i matematikk og naturfag. Den har et gjennomsnitt på 24,77 med et standardavvik på 8,97.

Mangel på eller utilfredstillende undervisningsmaterialer (for eksempel lærebøker) er en variabel som er delt opp i fire dummier. Det er ut fra besvarelse som er ikke i det hele tatt, i liten grad, i noen grad og i stor grad. 41,3 prosent av elevene går i skoler som ikke har mangel på undervisningsmaterialer, 31,7 prosent i liten grad, 19,3 prosent i noen grad og 7,7 prosent i stor grad. Hovedvekten av elever går i skoler som enten ikke mangler undervisningsmaterialer eller i liten grad. Disse utgjør over 70 prosent av utvalget.

De neste variabelene beskriver instruksjonstid i minutt per uke i fagene matematikk, lesing og naturfag. Disse er rapportert av elevene. Matematikk har et gjennomsnitt på 223,53 med et standardavvik på 90,54. Lesing har et gjennomsnitt på 226,62 med et standardavvik på 91,85. Naturfag har et gjennomsnitt på 215,69 med et standardavvik på 115,89. I gjennomsnitt legges det relativ lik vekt på fagområdene mellom land. Lesing og matematikk får i gjennomsnitt flere undervisningsminutter i uken enn naturfag.

De neste to variabelene beskriver lærerens kompetanse, som rapporteres av skoleleder. Variablene er definert for lærere på høyere trinn i grunnskolen (se fotnote 25 for mer informasjon). Første variabel er andelen sertifiserte lærere ved skolen. Den har et gjennomsnitt på 0,8 med et standardavvik på 0,36. Den andre variabelen er andelen på skolen med høyere utdanning der pedagogikk inngår (kvalifiserte lærere). Gjennomsnittet er da 0,85 med et standardavvik på 0,3. Det er høy gjennomsnittlig andel av både sertifiserte og kvalifiserte lærere med over 80 prosent i begge tilfeller.

5.5.3 Landvariabler

Landvariabelene er tilleggsvariabler som har blitt lagt til PISA-datasettet i ettertid. Variablene kommer, som beskrevet i innledningen til kapitlet, fra flere kilder.

BNP per capita²⁶ i \$1000 har et internasjonalt gjennomsnitt på 31,46 med et standardavvik på 12,16. Det er relativt stor forskjell mellom de landene som tjener mest og minst med minimumsverdi på 14,58 og maksimumsverdi på 89,73. Tallene er hentet fra OECD og er fra 2009.

Kumulative elevutgifter til grunnskoleutdanning²⁷ fra alderen 5-16 i \$1000 har et inter-

²⁶BNP er utregnet fra utgiftssiden. Den er oppgitt i løpende priser og korrigeret for løpende kjøpekraftsparitet.

²⁷Løpende utgifter er konvertert til dollar og korrigeret for kjøpekraftsparitet. Data er hentet fra år 2007, men for Hellas er data fra 2005, for Canada og Tyrkia fra 2006 og for Chile fra 2008.

nasjonalt gjennomsnitt på 63,76 med et standardavvik på 31,75. Det viser stor spredning i utdannelsesutgifter i ulike land. Det kan også ses av minimumsverdien og maksimumsverdien som er henholdsvis 12,71 og 155,62. Disse tallene er hentet fra OECD (2009a) og hovedvekten av tallene er fra 2007.

Eksterne avgangseksamener er en variabel som viser om elevene har avsluttende eksamener etter fag der testene er nasjonale eller på en annen måte sentralstyrt. Variabelen viser andelen av elever i et land som har slike eksamener og skal være et mål på hvordan elevene ansvarliggjøres i forhold til sin utdanning og karakterer. Jeg har ikke data for slike eksamener i lesing. For matematikk har vi et gjennomsnitt på 0,42 med et standardavvik på 0,45. I naturfag har vi et gjennomsnitt på 0,4 med et standardavvik på 0,44. Vi ser at standardavviket er høyt, noe som indikerer store ulikheter mellom land.

Kommunistisk bakgrunn er en dummyvariabel som beskriver om landet hadde kommunistisk regime i 1970. Ved kommunistisk regime vil sannsynligvis alle skolene være offentlig styrt. 14 prosent av landene i utvalget var kommunistiske i 1970.

En utvidelse av analysen i West og Woessmann (2010) er å inkludere relativ lærerlønn som forklaringsvariabel. Denne variabelen er ment å fange hvor høy lærerlønnen er i forhold til lønna i de alternative yrkene en lærer kan besitte. Jeg har to mulige varianter. Lærerlønn som andel av BNP per capita og lærerlønn i forhold til gjennomsnittslønn hos høyt utdannede. Begge variabelene er definert for lærere som underviser på høyere trinn i grunnskoleutdanningen. Lærerlønn som andel av BNP per capita kan anses som et svakere mål på læreres relativlønn ved at det ikke sier noe direkte om alternativene for en person med samme utdanningsnivå, men sammenligner med et generelt velstandsmål. I henhold til dette argumentet er gjennomsnittlig lærerlønn i forhold til andre høyt utdannede et bedre mål. Et problem med dette siste målet er manglende data for noen land og at det ikke direkte sammenligner med de jobbene lærere kan søke seg til. Lærerlønn som andel av BNP per capita har et gjennomsnitt på 1,3 med et standardavvik på 0,34. Det har en minimumsverdi på 0,61 og en maksimumsverdi på 2,01. Lærerlønn i forhold til gjennomsnittslønn hos høyt utdannede har et gjennomsnitt på 0,76 med et standardavvik på 0,21. Minimumsverdien er på 0,5 og maksimumsverdien på 1,26.

5.6 Deskriptive data om konkurransesituasjonen i OECD-land

Konkurransen i utdanningsmarkedet oppstår når flere skoler konkurrerer om de samme elevene. I tillegg til omfanget av privatskoler kan utdanningssystemet stimulere til mer eller mindre konkurranse gjennom andre typer skolevalg. Det er store forskjeller mellom OECD-land. Det er ulikheter i restriksjonene for å bytte mellom offentlige skoler, det offentlige finansierungsgrad i private skoler og gjennomsnittlig geografisk avstand mellom skoler.

I de fleste OECD-landene brukes offentlige skoler til å dekke grunnskoleopplæring, med innslag av noen private skoler. Dette tilsier at det meste av konkurransen er potensielt fra offentlige skoler. De offentlige skolesystemene er nesten alltid organisert slik at elevene søker til en skole ut fra geografisk beliggenhet (nærskoleprinsippet). De fleste land i utvalget er åpne for skifte av offentlig skole ved ønske. Normaltilfellet er at det må søkes om overflytting. De færreste gjør det (OECD, 2009a).

Et alternativ til offentlig skole er privatskole. Couch, Shughart og Williams (1993) mener at privatskoleandelen er et bedre mål på konkurranse i utdanningssektoren på grunn av restriksjonene som finnes mellom bytte av offentlige skoler. På tvers av OECD-land er 15% av elevene i privatskoler. I Nederland, Belgia, Irland og Chile går over 50% av elevene i privatskole, mens under 2% i Norge, Tyrkia og Island gjør det samme (OECD, 2009b). Det har i stor grad med finansieringsordningen å gjøre. Land med høy finansieringsgrad til private skoler fra det offentlige har ofte større andel private skoler (Woessmann, Luedemann, Schuetz og West, 2009).

I forhold til West og Woessmann (2010) har jeg også med en variabel som indikerer om skolen er i en konkurransesituasjon, rapportert av skoleleder. I følge disse svarene tilhører 76% av elevene skoler som konkurrerer med andre skoler. Det er ikke definert om dette er fra private eller offentlige skoler. Bare i Sveits, Norge og Slovenia tilhører over 50% av elevmassen skoler uten konkurranse.

For mer informasjon om utvalgte landvariabler se tabell A.1 i appendiks. Der finnes informasjon om blant annet gjennomsnittlig privatskoleandel, testresultat og offentlig finansieringsgrad i private skoler.

6 Resultater

I dette kapitlet presenteres resultatene av de estimerte modellene. Analysen tar utgangspunkt i modellen presentert i kapittel 2.2.3. Jeg vil i utgangspunktet bruke de samme variabelene og det samme utvalget av land som i grunnmodellen til West og Woessmann (2010), bortsett fra at modellene estimeres på PISA 2009-data i stedet for PISA 2003-data. Jeg kaller disse modellene basismodellene, og kontrollvariabelene i disse modellene kan ses i sin helhet i henholdsvis tabell A.4 og A.6. De samme kontrollvariablene vil bli brukt i alle modellene hvis ikke noe annet er oppgitt. Jeg velger å bruke den aggregerte privatskoleandelen for hvert land fra PISA 2009-datasettet som konkurransevariabel. Dette er i samsvar med hvordan West og Woessmann (2010) utførte sin analyse. Jeg vil senere diskutere hvordan bruk av offisielle tall for privatskoleandelen som alternativ konkurransevariabel påvirker resultatene.

Jeg har diskutert i kapittel 4 hvordan OLS-estimatoren i denne analysen sannsynligvis er beheftet med skjevheter på grunn av blant annet simultanitet. IV-estimatoren kan derfor anses som mer troverdig, og vil bli brukt gjennomgående i den empiriske analysen. Jeg vil kun rapportere OLS-resultatene for basismodellen i dette kapitlet for å illustrere retningen på den mulige skjevheten i effekten av privatskoleandelen. Sammenligning av OLS- og IV-resultatene for flere modeller finnes i tabell A.7 i appendiks.

Tabellframstillingen av resultatene vil i hovedsak legge vekt på effekten av privatskoleandelen på testresultatene, mens effektene av kontrollvariabelene i basismodellene rapporteres i appendiks. Effektene av kontrollvariablene på testresultatene kommenteres bare i basismodellen for matematikkresultatene estimert med IV.

Med utgangspunkt i basismodellen vil jeg utføre en mengde robusthetstester. Disse er å øke utvalget med nylig inkluderte OECD-land, begrense utvalget til de landene med høyest BNP per capita, land med kristen bakgrunn, europeiske land og til elever i offentlig skole. En del av disse robusthetstestene blir også utført av West og Woessmann (2010). Jeg vil som alternativ til aggregert privatskoleandel fra PISA 2009-datasettet også bruke offisielle tall for privatskoleandelen i analysene for å se om det påvirker resultatene. Delkapitlet med utvidelser av modellene er selvstendige bidrag til modellene, og en videre robusthetstesting av resultatene. Utvidelsene av modellene består av å inkludere variabler for relativ lærerlønn og inkludere en proxy som skal fange konkurranse fra offentlig skole i markedet for utdannelsesjenester.

6.1 Basismodell

6.1.1 Effekten av privatskoleandel på matematikkprestasjoner, OLS

Det kan være nyttig å begynne med å se på OLS-resultatene for å kunne sammenligne disse med IV-resultatene. Det gir et utgangspunkt for å oppdage eventuelle skjevheter i estimatene. Ved OLS-estimering på basismodell for matematikk finner jeg en svakere effekt av privatskoleandelen enn West og Woessmann (2010). Resultatene av modellen med alle kontrollvariabler er beskrevet i tabell A.4 i appendiks. Jeg finner at når privatskoleandelen øker med 10 prosentpoeng øker testresultatene i matematikk med 3,68 prosent av et standardavvik (se tabell 1). Resultatet er signifikant på femprosentnivå. West og Woessmann (2010) finner med tilsvarende modell at når privatskoleandelen øker med 10 prosentpoeng øker testresultatene i matematikk med 5,25 prosent av et standardavvik. Resultatet er signifikant på ettprosentnivå. OLS-resultatene predikerer en positiv effekt av privatskoleandelen på testresultatene i matematikk i begge studier.

Tabell 1: Basismodell med OLS, matematikkprestasjoner

	PISA 2009	PISA 2003 (West & Woessmann, 2010)
Privatskoleandel	36,75** (17,73)	52,53*** (13,57)
R^2	0,38	0,38
N (Elever)	271843	219794
Cluster (Land)	29	29

Avhengig variabel er testresultater i matematikk. Utvalget er OECD-landene fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigert for clustering på land blir oppgitt i parentes. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

6.1.2 Effekt av privatskoleandel på matematikkprestasjoner, IV

Resultatene fra førstestegsregresjonene til basismodellene er tilnærmet like for West og Woessmann (2010) sin analyse og min (se tabell 2). 10 prosentpoengs økning i katolikkandelen fører i min analyse til 4,3 prosentpoengs økning i privatskoleandelen, mens i West og Woessmann (2010) til en 4,8 prosentpoengs økning i privatskoleandelen. Begge resultatene er signifikante på ettprosentnivå. De sterkeste effektene på privatskoleandelen er fra katolikkandelen fra 1900 og kommunistisk bakgrunn (se tabell A.5 i appendiks for fullstendig modell). For matematikkresultatene får jeg en høyere F-verdi på første steget i forhold til West og Woessmann (2010) med en verdi på 15,17 i forhold til 13,36. Resultatene fra førstestegsregresjonen tyder på at katolikkandelen i 1900 er et relevant instrument for privatskoleandelen.

Med IV-estimering får denne analysen ulik effekt av privatskoleandelen på testresultat i matematikk i forhold til West og Woessmann (2010) sin studie. West og Woessmann (2010) får ved en økning på 10 prosentpoeng i privatskoleandelen en økning på 9,06 prosent av et standardavvik i matematikkresultatene, mens jeg får en økning på 3,77 prosent i testresultatet (se tabell 2). Det vil si over en halvering av koeffisientsverdien til privatskoleandelen. Deres privatskoleeffekt er signifikant på ettprosentnivå, mens min effekt er ikke-signifikant. Det gir en indikasjon på at West og Woessmann (2010) sine resultat ikke er særlig robuste for et nytt datasett.

OLS-resultatene predikerer en økning på 3,68 prosent av et standardavvik i testresultat i matematikk ved en økning på 10 prosentpoeng i privatskoleandelen. Effekten er signifikant på femprosentnivå. Hvis vi sammenligner koeffisientsverdien ved OLS- og IV-estimering ser OLS ut til å svakt underestimere effekten av privatskoleandel på testresultatet i matematikk. Det er en liten forskjell i koeffisientsverdi i basismodellen mellom de ulike estimeringsmetodene, men i de modellene der vi endrer utvalget av land er underestimeringen av effekten mer betydelig (se tabell A.7 i appendiks). Underestimering av effekten av privatskolekonkurranse med OLS er i tråd med de empiriske resultatene presentert i kapittel 3, særlig illustrert med studiene til West og Woessmann (2010), Hoxby (1994), Dee (1998) og Jepsen (2002). De divergerende resultatene med OLS- og IV-estimering indikerer skjevheter i estimatene ved anvendelse av OLS-estimatoren.

Tabell 2: Basismodell med IV, matematikkprestasjoner

	PISA 2009		PISA 2003
	IV	OLS	(West & Woessmann, 2010) IV
<i>Andre steg</i>			
Privatskoleandel	37,68 (31,83)	36,75** (17,73)	90,63*** (25,13)
<i>Første steg</i>			
Katolikkandel 1900	0,43*** (0,11)	-	0,48*** (0,13)
F-verdi (Første steg)	15,17	-	13,36
R^2 (Første steg)	0,52	-	0,51
R^2 (Andre steg)	0,38	0,38	0,37
N (Elever)	271843	271843	219794
Cluster (Land)	29	29	29

I andre steget er avhengig variabel testresultat i matematikk, i første steget er avhengig variabel privatskoleandelen. Utvalget er OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigert for clustering på land blir oppgitt i parentes. - = ikke tilgjengelig. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

6.1.3 Basismodell med naturfag- og leseprestasjoner

Ved å anvende testresultatene i naturfag og lesing som avhengige variabler er effekten av privatskoleandelen lavere med både OLS- og IV-estimering i forhold til tilsvarende modeller med testresultat i matematikk (se tabell 3). Resultatene med disse resultatmålene gir også lavere effekt av privatskoleandelen i forhold til West og Woessmann (2010). West og Woessmann (2010) får ved en økning på 10 prosentpoeng i privatskoleandelen en økning på 5,68 og 5,55 prosent av et standardavvik i testresultater i henholdsvis naturfag og lesing med IV-estimering. Disse effektene er signifikante på ettprosentnivå. Jeg får derimot en økning på 2,75 og 2,49 prosent av et standardavvik i testresultater i henholdsvis naturfag og lesing for samme analyse med PISA 2009. Disse effektene er derimot ikke signifikante. F-verdiene på førstesteget ligger over 10, noe som indikerer at instrumentet er relevant og kan anvendes i IV-estimering.

Effekten av privatskoleandelen med OLS-estimering er av tilnærmet samme størrelse som ved bruk av IV. Hverken effekten på testresultat i naturfag eller lesing er signifikant på femprosentnivå med OLS, på den måten skiller de seg fra resultatene med testresultat i matematikk som avhengig variabel. Matematikk er også det eneste fagområdet West og Woessmann (2010) rapporterer OLS-resultater fra, og skiller seg ut som et fagområde som har størst effekt av privatskoleandelen. Privatskoleandelen predikerer ingen signifikant økning i testresultat i naturfag og lesing verken med OLS eller IV i mitt datasett fra PISA 2009.

Tabell 3: Basismodell med OLS og IV, naturfag- og leseprestasjoner

	PISA 2009				PISA 2003 (West & Woessmann, 2010)	
	OLS		IV		IV	
	Naturfag	Lesing	Naturfag	Lesing	Naturfag	Lesing
Privatskoleandel	26,23 (16,80)	26,51* (14,48)	27,46 (31,41)	24,92 (30,59)	56,84*** (20,51)	55,49*** (17,24)
F-verdi (Første steg)	-	-	12,58	11,57	-	-
R^2 (Første steg)	-	-	0,57	0,47	-	-
R^2 (Andre steg)	0,39	0,40	0,39	0,40	0,33	0,36
N (Elever)	271843	271843	271843	271843	219794	219794
Cluster (Land)	29	29	29	29	29	29

Avhengige variabler er testresultater i naturfag og lesing. Utvalget er OECD-landene fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigeret for clustering på land blir oppgitt i parentes. - = ikke tilgjengelig. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

6.1.4 Effekt av kontrollvariablene på matematikkprestasjonene

I dette delkapittelet skal jeg gjennomgå effektene av de ulike kontrollvariablene for studentkarakteristikker, familiebakgrunn, skolens ressurser og ulike landvariabler på testresultatene i matematikk med IV-estimering. Regresjonstabell med der effekten av alle kontrollvariablene er presentert er å finne i tabell A.6 i appendiks. Jeg rapporterer i dette kapittelet hovedsaklig de effektene som er statistisk signifikante. Effektene av de ulike kontrollvariablene på testresultatene er generelt i tråd med resultatene til West og Woessmann (2010). Jeg vil derfor i liten grad henviser til West og Woessmann (2010) sin analyse, unntatt i de tilfellene der studiene gir divergerende resultat på grunn av forskjeller i signifikansnivå.

Studentkarakteristikker

Elevenes kjønn har betydning for testresultatene ved at jenter i gjennomsnitt har 19,53 prosent av et standardavvik lavere testresultater i matematikk enn guttene. Ett års økning i alder fører til 12,67 prosent av et standardavvik høyere testresultat.

Elevene som blir testet har skolegang av ulik lengde. De som har gått på førskole har 6,13 prosent av et standardavvik høyere testresultat i forhold til de uten. Denne effekten er signifikant på femprosentnivå, i motsetning til West og Woessmann (2010) som ikke finner noen signifikant effekt av denne variabelen. Det er ikke overraskende at klassetrinn har betydning for testresultatene når førskole gir positiv effekt. De elevene som går i 7. klasse har 49,33 prosent av et standardavvik lavere testresultat enn de som går i 10. klasse. Jeg har også signifikante resultat for 8. og 12. klasse, i motsetning til West og Woessmann (2010). De som går i 8. klasse har 29,87 prosent av et standardavvik lavere testresultat enn de som går i 10. klasse. De som går i 12. klasse har 41,55 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de som går i 10. klasse.

De elevene som har repetert ett skoleår eller flere i de lavere klassene i grunnskolen har 48,59 prosent av et standardavvik lavere testresultat enn de som ikke har repetert. De som har repetert ett skoleår eller flere i de høyere klassene i grunnskolen har 29,87 prosent av et standardavvik lavere resultat enn de som ikke har gjort dette.

Familiebakgrunn

Hvis eleven bor sammen med foreldre gir dette en positiv effekt på testresultatene. De elevene som bor sammen med begge foreldrene har 44,14 prosent av et standardavvik høyere testresultat i matematikk enn de elevene som ikke bor sammen med sine foreldre. De elevene som bor sammen med én forelder har 42,4 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de som ikke bor sammen med foreldre.

Foreldrenes stillingsprosent og yrke har også betydning for elevens testresultater. De elevene som har begge foreldrene i fullstilling har 6,47 prosent av et standardavvik høyere

testresultat enn de med foreldre som er arbeidssøkende eller har under en halvstilling. De elevene der én forelder har fullstilling og én halvstilling har 12,96 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de med foreldre som har under halvstilling. De elevene der én forelder har fullstilling har 6,47 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de med foreldre som har under halvstilling. De elevene der én forelder har én halvstilling har 2,73 prosent av et standardavvik lavere testresultat enn de med foreldre som har under halvstilling. Denne siste effekten er ikke signifikant i West og Woessmann (2010) sin tilsvarende modell. De elevene med foreldre med hvitsnippyrke med lav kompetanse har 3,96 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de med foreldre med blåsnippyrke med lav kompetanse. De elevene med foreldre med hvitsnippyrke med høy kompetanse har 16,01 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de med foreldre med blåsnippyrke med lav kompetanse.

Sosial klasse ser også ut til å ha betydning ved at elevene som oppgir at de har 11-25 bøker i hjemmet har 14,29 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de med 1-10 bøker i hjemmet. I forhold til de med 1-10 bøker i hjemmet har de med 26-100 bøker 34,79 prosent av et standardavvik høyere testresultat. De elevene som oppgir at de har 101-200 bøker i hjemmet har 50,59 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de med 1-10 bøker i hjemmet. De elevene som oppgir at de har 201-500 bøker i hjemmet har 68,95 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de med 1-10 bøker i hjemmet. De elevene som oppgir at de har mer enn 500 bøker i hjemmet har 69,21 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de med 1-10 bøker i hjemmet. Ved ett poeng høyere score på PISA sin indeks for økonomisk, sosial og kulturell status for eleven fører til 11,99 prosent av et standardavvik høyere testresultat i matematikk.

Skolens ressurser

I følge modellresultatene har elever som går på en skole i en småby 8,03 prosent av et standardavvik høyere testresultat i matematikk enn de som går på en skole i en landsby (ruralt område). Dette resultatet skiller seg fra West og Woessmann (2010) ved at de ikke får signifikant effekt av denne variabelen. Koeffisiensverdien til variabelen i West og Woessmann (2010) sin analyse er under det halve av i min analyse. De som går på en skole i by har 9,53 prosent av et standardavvik høyere testresultat enn de som går på skole i landsby. Effekten av klassestørrelse er signifikant positiv. Hvis det kommer én ekstra person i klassen fører dette til 1,17 prosent av et standardavvik bedre testresultat for elevene i den klassen.

Landvariabler

I denne analyse finner jeg ingen signifikante effekter av landvariablene på testresultatene i matematikk. West og Woessmann (2010) har derimot signifikant effekt av kumulative elevutgifter på testresultatene, med en økning på \$1000 i utgiftene fører til en økning på 1,46 prosent av et standardavvik på testresultatene i matematikk. Årsaken til at jeg

antakeligvis ikke får en signifikant effekt er på grunn av høy kolinaritet mellom BNP per capita og kumulative elevutgifter, noe som kan gi høye standardavvik. Disse variablene er meget sterkt korrelert med en partiell korrelasjon på 0,93 (se tabell A.3).

6.2 Robusthetstesting av basismodell

I dette delkapittelet skal jeg teste robustheten til resultatene fra basismodellene. For det første vil jeg utvide utvalget med de nye OECD-landene i PISA 2009 i forhold til PISA 2003. For det andre vil jeg begrense utvalget til de landene med høyest BNP per capita, land med kristen bakgrunn og til europeiske land. For det tredje vil jeg utføre analysene med offisielle tall for privatskoleandelen.

Effekten av privatskoleandelen på testresultatene i naturfag og lesing endrer ikke konklusjonene i de resterende analysene og vil derfor ikke bli diskutert i de videre analysene. Privatskoleeffektene følger samme mønster som i basismodellene, ved at de er lavere enn når testresultat i matematikk blir brukt som avhengig variabel. Resultatene for robusthetstestene ved bruk av testresultat i naturfag og lesing som avhengig variabel finnes i tabell A.8 i appendiks.

6.2.1 Med nye OECD-land

Fra 2003 til 2009 har fire nye land blitt medlem av OECD; Chile, Slovenia, Israel og Estland. Ved å inkludere disse landene i analysen med IV øker koeffisientsverdien til privatskoleandelen betraktelig i forhold til basismodellen (se tabell 4). Med det utvidede utvalget predikerer modellen en økning på 7,89 prosent av et standardavvik på testresultatene i matematikk ved en økning på 10 prosentpoeng i privatskoleandelen. Det er over en dobling av koeffisientsverdien i forhold til basismodellen, og er av en størrelse som nærmer seg West og Woessmann (2010) sine basismodellresultat. Standardavviket til effekten stiger også i forhold til basismodellen, noe som fører til at privatskoleeffekten ikke er signifikant.

Det er verdt å merke seg at F-verdiene til førstesteget er på 3,62 i forhold til 15,17 i basismodellen. Når instrumentet forklarer så lite av variasjonen privatskoleandelen kan vi ha betydelige skjevheter i estimatene. Det fører til at disse estimatene er mindre troverdige enn basismodellen.

Tabell 4: Modell inkludert nye OECD-land IV, matematikkprestasjoner

	Utvidet utvalg	Basismodell
Privatskoleandel	78,91 (50,20)	37,68 (31,83)
F-verdi (Første steg)	3,62	15,17
R^2 (Første steg)	0,39	0,52
R^2 (Andre steg)	0,38	0,38
N (Elever)	294155	271843
Cluster (Land)	33	29

Avhengige variabler er testresultat i matematikk. I modellene "Utvidet utvalg" er alle de 33 OECD-landene tilgjengelig for PISA 2009 inkludert. I "Basismodell" er utvalget de 29 landene West og Woessmann (2010) anvender. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigeret for clustering på land oppgis i parentes. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

6.2.2 Land med høyest BNP per capita

Som i West og Woessmann (2010) sin studie undersøkes det om det har betydning for resultatene om utvalget begrenses til de landene med høyest BNP per capita. Vi utelukker dermed Tyrkia og Mexico fra analysen. Med IV-estimering øker koeffisientsverdien til privatskoleandelen i forhold til basismodellen (se tabell 5). Ved en økning på 10 prosentpoeng i privatskoleandelen øker testresultatene i matematikk med 5,65 prosent av et standardavvik for de landene med høyest BNP per capita. Effekten er signifikant på femprosentnivå. Effekten er svak i forhold til West og Woessmann (2010) sitt resultat og vi finner en koeffisientsverdi til privatskoleeffekten som er omtrent halvparten av deres.

Tabell 5: Modell med land med høyest BNP per capita IV, matematikkprestasjoner

	PISA 2009		PISA 2003 (West & Woessmann, 2010)
	Høyest BNP per capita	Basismodell	Høyest BNP per capita
Privatskoleandel	56,46** (27,74)	37,68 (31,83)	105,28*** (24,83)
F-verdi (Første steg)	44,18	15,17	26,30
R^2 (Første steg)	0,62	0,52	0,59
R^2 (Andre steg)	0,36	0,38	0,33
N (Elever)	228597	271843	185956
Cluster (Land)	27	29	27

Avhengig variabel er testresultat i matematikk. Utvalget er OECD-land fra 2003 med høy BNP per capita. Basismodell har med alle OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigeret for clustering på land oppgis i parentes. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

F-verdien på førstesteget øker kraftig med det nye utvalget i forhold til basismodellen. For matematikk tredobler verdien seg, og er høyere enn F-verdien til West og Woessmann (2010) sin tilsvarende modell. F-verdien på førstesteget for matematikk er på 44,18. Vi kan dermed karakterisere instrumentet som sterkt for dette utvalget i forhold til basismodellen, ved at det forklarer mer av variasjonen i privatskoleandelen.

Analysen viser en positiv signifikant effekt av privatskoleandelen på testresultat i matematikk. Resultat antyder at en positiv signifikant effekt av privatskoleandelen er avhengig av at land under et visst velstandsnivå ekskluderes fra analyseutvalget. Vi kan ikke se bort fra at det kan være utelatte karakteristikk ved landene i utvalget som bidrar til dette resultatet.

6.2.3 Kristne land

Det undersøkes videre om resultatene er følsomme for ekskludering av land som ikke har kristen bakgrunn. Mer spesifikt vil utvalget begrenses til land som i 1900 hadde en kristen befolkningsandel som oversteg 85 prosent. Da utelates Korea, Japan og Tyrkia fra analysen. Dette er en robusthetstest som West og Woessmann (2010) også gjennomfører. De får lavere koeffisientsverdier for privatskoleandelen med dette utvalget enn for basismodellen med IV-estimering. Det stemmer ikke med de resultatene jeg får, med høyere koeffisientsverdi av privatskoleandelen på testresultat i matematikk for de kristne landene (se tabell 6).

Tabell 6: Modell med kristne land IV, matematikkprestasjoner

	PISA 2009		PISA 2003 (West & Woessmann, 2010)
	Kristne land	Basismodell	Kristne land
Privatskoleandel	41,52 (31,56)	37,68 (31,83)	87,78*** (25,76)
F-verdi (Første steg)	17,05	15,17	14,31
R^2 (Første steg)	0,54	0,52	0,54
R^2 (Andre steg)	0,38	0,38	0,37
N (Elever)	255770	271843	204788
Cluster (Land)	26	29	26

Avhengige variabler er testresultat i matematikk. Utvalget er OECD-land fra 2003 som er kristne. I basismodell er utvalget OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigert for clustering på land oppgis i parentes. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

For de kristne landene fører en økning i privatskoleandelen med 10 prosentpoeng til en økning i testresultatene i matematikk på 4,15 prosent av et standardavvik. Det er høyere

enn for basismodellen som har en økning på 3,77 prosent av et standardavvik i testresultatene. Effekten er imidlertid ikke statistisk signifikant. Effekten er også lavere enn for West og Woessmann (2010) modell for de kristne landene med en økning på 8,78 prosent av et standardavvik i testresultatene ved 10 prosentpoengs økning i privatskoleandelen.

Effekten av privatskoleandelen på testresultatene i matematikk for kristne land er for West og Woessmann (2010) signifikant på ettprosentnivå. Jeg får ikke signifikant effekt av privatskoleandelen med samme utvalg av land fra PISA 2009.

6.2.4 Europeiske land

Ved å begrense utvalget til europeiske land øker effektene av privatskoleandelen på testresultat i matematikk betydelig i forhold til basismodellen (se tabell 7). En økning på 10 prosentpoeng i privatskoleandelen fører til en økning i testresultatene i matematikk på 5,12 prosent av et standardavvik. Standardavviket til privatskoleeffekten er lavere enn i basismodellen. Effekten av privatskoleandelen på testresultat i matematikk er omtrent halvparten av den for samme utvalg med PISA 2003-data rapportert i West og Woessmann (2010).

F-verdien til førstesteget stiger fra 15,17 i basismodellen til 67,19 når utvalget er europeiske land. Det tyder, ikke overraskende, på at katolikkandelen i 1900 er sterkere korrelert med privatskoleandelen i Europa enn i andre verdensdeler.

Tabell 7: Modell med europeiske land IV, matematikkprestasjoner

	PISA 2009		PISA 2003 (West & Woessmann, 2010)
	Europeiske land	Basismodell	Europeiske land
Privatskoleandel	51,20** (24,53)	37,68 (31,83)	96,95*** (25,47)
F-verdi (Første steg)	67,19	15,17	22,48
R^2 (Første steg)	0,71	0,52	0,68
R^2 (Andre steg)	0,38	0,38	0,36
N (Elever)	175183	271843	129189
Cluster (Land)	22	29	22

Avhengige variabler er testresultat i matematikk. Utvalget er OECD-land fra 2003 som er europeiske. I basismodell er utvalget OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigert for clustering på land oppgis i parentes. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Effektene av privatskoleandelen på testresultat er signifikant på femprosentnivå. Det ser ut til at europeiske land har høyere utbytte av privatskolekonkurranse²⁸. Det kan tyde på

²⁸Basismodellen ble også estimert med dummies for verdensregion; Europa, Amerika, Oseania og Øst-

at enkelte verdensregioner har utbytte av privatskolekonkurranse og bygger opp under en hypotese der positive privatskoleeffekter kan være stedsspesifikke eller kulturspesifikke. Vi kan ikke utelukke at uobserverte karakteristikk ved disse landene driver resultatet.

6.2.5 Estimering med elever bare fra offentlig skole

For å undersøke om privatskoler kan løfte elevresultatene for hele utdanningssektoren begrenses utvalget til elever i offentlig skole. Dette vil potensielt kunne vise om konkurranse fra privatskoler løfter kvaliteten i offentlige skoler.

Tabell 8: Modell med elever fra offentlig skole IV, matematikkprestasjoner

	PISA 2009		PISA 2003 (West & Woessmann, 2010)
	Offentlig skole	Basismodell	Offentlig skole
Privatskoleandel	25,01 (58,80)	37,68 (31,83)	66,53** (24,42)
F-verdi (Første steg)	5,26	15,17	14,17
R^2 (Første steg)	0,37	0,52	0,52
R^2 (Andre steg)	0,38	0,38	0,38
N (Elever)	223044	271843	169255
Cluster (Land)	29	29	29

Avhengige variabler er testresultat i matematikk. Utvalget er elever fra offentlig skole i OECD-land fra 2003, i basismodell er alle elevene med. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigerert for clustering på land oppgis i parentes. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Effekten på testresultatet i matematikk er som forventet svakere enn for basismodellen (se tabell 8). En 10 prosentpoengs økning i privatskoleandelen fører til en økning i testresultatet på 2,5 prosent av et standardavvik i motsetning til 3,77 prosent i basismodellen. Resultatet er også markant svakere enn for West og Woessmann (2010) sin modell med en økning i testresultatet på 6,65 prosent av et standardavvik ved en 10 prosentpoengs økning i privatskoleandelen.

Resultatene fra offentlig skole med PISA 2009 skiller seg fra tilsvarende analyse med PISA 2003 ved at for førstnevnte er privatskoleeffekten ikke-signifikant. Standardavvikene til estimatet av privatskoleandelen er markant høyere enn for basismodellen, noe som gjør størrelsen på effektene svært usikre. I tillegg er F-verdien på førstesteget lave med en verdi på 5,26 med dette utvalget. Dette står også i kontrast til West og Woessmann (2010) sin analyse med elever fra offentlig skole med en F-verdi på førstesteget på 14,17.

Asia. Effekten av privatskoleandelen blir en anelse høyere og standardavvikene lavere enn ved basismodellen, modellen gir ikke signifikante resultat for noen av fagområdene.

Resultatene med IV-estimering viser ingen signifikante resultat for elever i offentlige skoler. Resultatene må tolkes med forsiktighet siden det kan være seleksjonsskjevheter ved for eksempel at elever med gode resultater på skolen sorteres til private skoler. Denne analysen gir ikke særlig sterk støtte til hypotese om at privatskoleandelen påvirker kvaliteten i offentlige skoler og avviker dermed fra West og Woessmann (2010) som finner at effekten er betydelig.

6.2.6 Analysene med offisielle tall for privatskoleandelen

I analysen til West og Woessmann (2010) anvendes aggregerte tall fra PISA 2003 som proxy for privatskoleandelen. Jeg har i analysene anvendt tilsvarende tall for PISA 2009. Fra OECDs statistikkdatabase er offisielle tall for privatskoleandelen tilgjengelige for 2008. Korrelasjonen mellom de to alternative målene er meget sterk og er 0,93 (se tabell A.3 i appendiks). Det er mulig at de offisielle tallene kan anses som mer troverdige og nærmere den faktiske privatskoleandelen i hvert land, siden aggregering av data kan gi målefeil på grunn av over- eller- underestimering av privatskoleandelen i hvert land. For å kontrollere for dette har jeg derfor også brukt offisielle tall for privatskoleandelen i analysene²⁹.

Jeg vil vise hvordan resultatene endrer seg ved å bruke det alternative målet på privatskoleandel i basismodellen med IV-estimering. Vi får tilsvarende endring i resultatene ved å bruke offisielle tall for privatskoleandelen i modellene brukt i robusthetstestene. Vi ser at effekten av privatskoleandelen på testresultat i matematikk øker noe ved å anvende offisielle tall i stedet for aggregerte tall av privatskoleandelen (se tabell 9). For testresultatet i matematikk får vi en økning på 4,08 prosent av et standardavvik ved 10 prosentpoengs økning i privatskoleandelen ved å bruke offisielle tall, i stedet for en økning på 3,77 prosent av et standardavvik med aggregerte tall. Det er imidlertid verdt å merke seg at effekten ikke er signifikant.

Ved IV-metoden får vi høyere F-verdi på førstesteget ved å bruke offisielle tall for privatskoleandelen. F-verdien på førstesteget er på 21,28 ved bruk av offiselle tall for privatskoleandelen i motsetning til 15,17 med aggregerte tall med PISA 2009. Dette peker i retning av at det er sterkere korrelasjon mellom instrument og offisielle tall for privatskolen i forhold til samme korrelasjon med aggregerte tall for privatskoleandelen.

Bruk av offisielle tall for privatskoleandelen i robusthetstestene fører til relativt små endringer som i liten grad påvirker konklusjonene. Koeffisientsverdiene til privatskoleandelen blir litt høyere med offisielle tall, men det samme blir standardavvikene til effekten.

²⁹West og Woessmann (2010, s. 239 fotnote 14) gjennomfører analysene med offisiell privatskoleandel og får gjennomgående høyere koeffisientsverdier for privatskoleandelen.

Tabell 9: Modell med offisiell privatskoleandel IV, matematikkprestasjoner

	Modell med offisiell privatskoleandel	Basismodell
Privatskoleandel	40,81 (34,65)	37,68 (31,83)
F-verdi (Første steg)	21,28	15,17
R^2 (Første steg)	0,55	0,52
R^2 (Andre steg)	0,39	0,38
N (Elever)	271843	271843
Cluster (Land)	29	29

Avhengige variabel er testresultat i matematikk. Utvalget er OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigeret for clustering på land oppgis i parentes. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

6.3 Utvidelser av modell

I dette delkapittelet skal jeg utvide modellspesifikasjonene med tilleggsvariabler for å undersøke om dette endrer resultatene. Tilleggsvariablene er to variabler for relativ lærerlønn og én ny konkurransevariabel som skal si noe om konkurransepress fra offentlige skoler.³⁰

6.3.1 Relativ lærerlønn

Det er mulig at en del av forskjellen i testresultat mellom land kan forklares ved arbeidsmarkedsf forhold for lærere. Dersom privatskoleandelen er korrelert med relativt lønnsnivå for lærere og lærerlønn samtidig påvirker testresultatene vil det kunne gi skjeve anslag på effektene. Det er grunnen til at jeg vil utvide basismodellene med relative mål på lærerlønn. En hypotese er at høyere relativ lønn til lærerene vil gi bedre kvalitet i utdanningstjenestene. Denne hypotesen støttes av Lee og Barro (2001) og Hanushek, Kain og Rivkin (1998) som finner en positiv sammenheng mellom lærerlønn og testresultater for elever. Det kan for eksempel være på grunn av at flere gode kandidater velger å utdanne seg til lærere og holde på jobben, eller at konkurransen om å få arbeid som lærer blir høyere slik at bare de beste kandidatene får jobb (Hoxby, 2002; Hoxby og Leigh, 2004).

De to målene på relativ lærerlønn er gjennomsnittlig lærerlønn i forhold til BNP per capita og gjennomsnittlig lærerlønn i forhold til gjennomsnittslønn for personer med høy utdannelse. Det er verdt å merke seg at missing i den siste variabelen er på 35,06 prosent. Dette er relativt høyt, og øker sannsynligheten for skjevheter i estimatene på grunn av

³⁰En annen utvidelse av modellen er med variablene katolikkandelen i hvert land i år 2000 og prosentvis finansiering av private skoler fra det offentlige. Inkluderingen av disse variablene har ingen nevneverdig betydning. Korrelasjonene mellom BNP per capita og utgifter per elev er høy. Utelatelse av BNP per capita i modellene endrer heller ikke resultatene betydelig.

lite informasjon i imputeringsprosessen. Korrelasjonen mellom de to lærerlønnvariablene er på 0,58 og kan anses som en sterk korrelasjon (se tabell A.3).

Tabell 10: Modell med relativ lærerlønn IV, matematikkprestasjoner

	Relativ lærerlønn		Basismodell
	(1)	(2)	(3)
Privatskoleandel	31,44 (31,13)	34,32 (21,90)	37,68 (31,83)
Relativ lærerlønn (BNP per capita)	40,71*** (9,57)	- -	- -
Relativ lærerlønn (Høy utd.)	- -	44,15 (28,31)	- -
F-verdi (Første steg)	15,53	50,44	15,17
R^2 (Første steg)	0,58	0,67	0,52
R^2 (Andre steg)	0,40	0,40	0,38
N (Elever)	271843	271843	271843
Cluster (Land)	29	29	29

Avhengige variabler er testresultat i matematikk. Modell (3) er basismodell og modell (1) og (2) er utvidelsen av denne med mål for relativ lærerlønn. Utvalget er OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigeret for clustering på land oppgis i parentes. - = ikke tilgjengelig. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Jeg begynner med å se på IV-modellen utvidet med gjennomsnittlig lærerlønn i forhold til BNP per capita. I forhold til basismodellen synker effekten av privatskoleandelen på testresultatet i matematikk (se tabell 10). 10 prosentpoengs økning i privatskoleandelen fører til en økning i testresultatene i matematikk på 3,14 prosent av et standardavvik, i motsetning til en økning på 3,77 prosent av et standardavvik i basismodellen. Standardavviket til privatskoleeffekten er tilnærmet den samme som i basismodellen, slik at privatskoleeffekten heller ikke nå er signifikant.

Effekten av relativ lærerlønn i forhold til BNP per capita på testresultater er positiv og signifikant. En økning på 10 prosentpoeng i relativ lærerlønn fører til en økning i testresultat i matematikk på 4,07 prosent av et standardavvik. Effekten er signifikant på ettprosentnivå.

Ved å bruke relativ lærerlønn i forhold til gjennomsnittslønn for høyt utdannede fås igjen en lavere privatskoleeffekt på testresultatene i forhold til basismodellen. I denne modellen fører en 10 prosentpoengs økning i privatskoleandelen til en økning i testresultatene på 3,43 prosent av et standardavvik, i motsetning til 3,77 prosent av et standardavvik i basismodellen. Standardavviket til privatskoleeffekten synker i forhold til basismodellen fra 31,83 til 21,9, det er også lavere enn i modellen med relativ lærerlønn i forhold til BNP per capita.

Den estimerte effekten av gjennomsnittlig lærerlønn i forhold til personer med høyere

utdannelse på testresultatene er litt høyere enn effekten av relativ lærerlønn i forhold til BNP per capita. For eksempel fører en 10 prosentpoengs økning i gjennomsnittlig lærerlønn i forhold til personer med høyere utdannelse til en økning i testresultatene i matematikk på 4,42 prosent av et standardavvik. Effektene av denne lærerlønnvariabelen er imidlertid ikke signifikant i motsetning til relativ lærerlønn i forhold til BNP per capita.

F-verdiene på førstesteget mangedobles i forhold til basismodellen med inkludering av relativ lærerlønn i forhold til personer med høyere utdanning. For matematikk øker den fra 15,17 i basismodellen til 50,44. Det tyder på at lærerlønnvariabelen er korrelert med privatskoleandelen. Vi ser fra tabell A.3 at den partielle korrelasjonen er på 0,47. Hvis variabelen påvirker testresultatene også, kan det å utelate den fra analysen potensielt gi skjevheter i estimatene. Begge målene på relativ lærerlønn gir lavere privatskoleeffekt på testresultatene, noe som indikerer at effekten blir overestimert ved utelatelse av disse variablene.

6.3.2 Konkurransen fra offentlige skoler

I PISA 2009-datasettet rapporteres det av skoleleder om skolen er i en konkurransesituasjon med andre skoler. Siden de fleste land i hovedsak har et offentlig skolesystem (se kapittel 5.6) kan denne variabelen forhåpentligvis fange opp noe av konkurransen som foregår mellom offentlige skoler. Denne variabelen inkluderes i analysen for å se om den påvirker effekten av privatskoleandelen. Resultatene med IV-estimering blir først presentert, deretter blir resultatene av en OLS-regresjon der konkurransevariabelen kun er konkurranse fra offentlige skoler presentert.

Ved inkludering av den nye konkurransevariabelen øker effekten av privatskoleandelen på testresultat i matematikk i forhold til basismodellen (se tabell 11). En 10 prosentpoengs økning i privatskoleandelen predikerer en økning i testresultat på 4,8 prosent av et standardavvik, i forhold til 3,77 prosent av et standardavvik i basismodellen. Standardavvikene til effekten av privatskoleandelen blir også høyere ved inkludering av den nye konkurransevariabelen, noe som gjør at privatskoleeffekten ikke er signifikant. F-verdiene til førstesteget stiger marginalt med inkluderingen av den nye konkurransevariabelen fra 15,17 i basismodell til 17,49 i den utvidede modellen. Det er en middels høy partiell korrelasjon på 0,44 mellom privatskoleandelen og proxyvariabelen for konkurranse fra offentlige skoler som potensielt kan forklare økningen.

Den nye konkurransevariabelen fra offentlige skoler har en negativ effekt på testresultatene i IV-modellen. Dette er et annet resultat enn fra studien til Greene og Kang (2004) som også inkluderer mål på konkurranse fra offentlige skoler. For eksempel predikerer en økning på 10 prosentpoeng i andelen med konkurranse fra offentlig skole 3.86 prosent av et standardavvik lavere testresultat i matematikk. Effekten er usikker med relativt høyt

Tabell 11: Modell med konkurranse fra offentlige skoler, matematikkprestasjoner

	IV		OLS
	(1)	(2)	(3)
Privatskoleandel	48,04 (41,70)	37,68 (31,83)	- -
Konkurranse (Off. skoler)	-38,55 (44,37)	- -	-1,99 (31,83)
F-verdi (Første steg)	17,49	15,17	-
R^2 (Første steg)	0,72	0,52	-
R^2 (Andre steg)	0,39	0,38	0,38
N (Elever)	271843	271843	271843
Cluster (Land)	29	29	29

Avhengige variabler er testresultat i matematikk. Utvalget er OECD-land fra 2003. Modell (2) er basismodell. Modell (1) er modell inkludert konkurranse fra offentlige skoler. Modell (3) viser modell med konkurranse fra offentlige skoler som eneste konkurransevariabel. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigert for clustering på land oppgis i parentes. - = ikke tilgjengelig. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

standardavvik noe som leder til at effekten ikke er signifikant.

I OLS-modellen, med andelen konkurranse fra offentlig skole som eneste konkurransevariabel, synker konkurranseeffekten av offentlige skoler på testresultatene sterkt i tallverdi i forhold til IV-modellen der begge konkurransevariabler er inkludert. Konkurranseeffekten er klart ikke-signifikant. Jeg finner derfor ikke støtte til en hypotese om at generelt høy konkurranse mellom skoler om elevene, målt ved denne variabelen, har effekt på prestasjonene. Variasjonen i denne konkurransevariabelen er lav, noe som gjør det vanskelig å isolere betydningen av variabelen.

6.4 Oppsummering

OLS-estimering av modellene ser ut til å underestimere effekten av privatskoleandelen på testresultat i forhold til modellene med IV. Det tyder på at det er skjevheter i OLS-estimatoren på grunn av for eksempel simultanitet eller utelatte variabler, og kan være en indikasjon på at IV-estimatoren er et bedre valg.

Instrumentet for privatskoleandelen, katolikkandelen i 1900, ser ut til å oppfylle relevansbetingelsen. I basismodellen har for eksempel F-verdien til førstesteget en verdi på 15,17. Denne verdien overstiger minimumsmålet på 10 foreslått av Stock, Wright og Yogo (2002). I enkelte av modellene er F-verdien på førstesteget mye høyere. Maksimumsverdien finner vi når utvalget er europeiske land med 67,19. Det er to modeller som skiller seg ut med lave F-verdier, de er når vi utvider utvalget med de fire nye OECD-landene og når vi

begrenser utvalget til elever i offentlig skole. Det bør derfor festes mindre lit til disse spesifikasjonene på grunn av faren for skjevheter på grunn av brudd på relevansbetingelsen for instrumentet.

Ved anvendelse av både OLS- og IV-estimering er effekten av privatskoleandel på testresultat gjennomgående lavere i min studie enn i West og Woessmann (2010) sin studie. Ved sammenligning av IV-modellene er effektene av privatskoleandel på testresultat omtrent halvparten så store som i West og Woessmann (2010) sin analyse. Testresultat i matematikk utpreger seg som et resultatmål som i større grad blir påvirket av privatskoleandelen enn testresultat i naturfag og lesing.

Standardavvikene til privatskoleeffektene er også høyere i mine modeller enn i West og Woessmann (2010). I kombinasjon med lavere koeffisientsverdier fører det til at vi får langt færre signifikante effekter av privatskoleandelen. De eneste modellspesifikasjonene med signifikant privatskoleeffekt er der hvor vi begrenser utvalget til de landene med høyest BNP per capita og til europeiske land.

Når vi bruker offisiell privatskoleandeler endres konklusjonene i liten grad. Ved å inkludere variablene for relativ lærerlønn ser effektene av privatskoleandelen på testresultatene til å bli noe mindre. Det kan tilsi at relativ lærerlønn forklarer en del av variasjonen i testresultat og er korrelert med privatskoleandelen. Resultatene indikerer at potensielle effekter av lærerens muligheter i arbeidsmarkedet kan være relevant å inkludere i i framtidige studier av privatskoleeffekter og konkurranse i utdanningssektoren.

7 Konklusjon

I denne oppgaven analyseres effekten av privatskoleandelen i OECD-land på testresultater i matematikk, naturfag og lesing for 15-årige elever. Analysen er teoretisk forankret i et konkurranseperspektiv der privatskoler konkurrerer med offentlige skoler om elever. En hypotese er at konkurransepress fra private skoler skaper insentiver for de som tilbyr utdannelses tjenester til å øke kvaliteten på disse. Dette vil føre til økt kvalitet i utdannelsessektoren som helhet. En økning i kvaliteten på utdannelses tjenester vil da i teorien bidra til en økning i elevenes testresultater. Hvorvidt dette skjer i praksis er imidlertid et empirisk spørsmål som undersøkes i denne studien.

Den empiriske modellen som brukes er hentet fra West og Woessmann (2010) sin studie. Deres modell gir signifikant positiv effekt av privatskoleandelen på testresultater. De bruker PISA-datasettet fra 2003, mens jeg bruker samme datasett for 2009. En svakhet med metodetilnærmingen er at det er relativt få observasjoner over land. Det er variasjonen over land som brukes i estimeringen av marginaleffekten av privatskoleandelen. Det gjør det vanskelig å finne signifikante effekter på grunn av at standardavvikene blir høye og det er lite informasjon til å bestemme koeffisientsverdiene. Det blir også mer problematisk å anvende IV-metoden ved få observasjoner, ved at dette kan føre til betydelig skjevhet i estimatene. Disse svakhetene med analysen har gjort det viktig å robusthetsteste resultatene både ved å anvende et nytt datasett, endre utvalget av land som benyttes i analysene og estimere modellene med tilleggsvariabler.

Et gjennomgående trekk ved analysene er at jeg finner få signifikante sammenhenger mellom privatskoleandelen og testresultater. Jeg får lavere koeffisientsverdier og høyere standardavvik enn i West og Woessmann (2010), noe som fører til langt færre signifikante effekter i min studie. Det er mulig at fokus på PISA-resultater har utjevnet forskjellene i testresultater over tid mellom private og offentlige skoler. Det kan i prinsippet forklare hvorfor min studie gir et annet resultat enn West og Woessmann (2010).

Jeg får en del interessante resultat ved å legge til potensielt utelatte variabler i analysen. Ved å inkludere variablene for relativ lærerlønn ser effektene av privatskoleandelen på testresultatene til å bli mindre enn i basismodellen. Resultatene tyder på at lærerens muligheter i arbeidsmarkedet er korrelert med privatskoleandelen, og virkningene av privatskolekonkurranse på lærertilgang og lønn kan være relevant i framtidige studier av privatskolekonkurranse på kvaliteten i utdanningssektoren.

Resultater fra PISA-undersøkelser får mye oppmerksomhet og kan ha innvirkning på utdanningspolitikken i testlandene. Det blir dermed ekstra viktig å undersøke robustheten av resultatene fra dette materialet. Med utgangspunkt i denne analysen er det vanskelig å si om konkurranse fra privatskoler fører til høyere kvalitet i utdanningstjenester eller ikke. Resultatene er lite robuste og bare svakere signifikante for begrensede utvalg. Når vi be-

grenser utvalget til land som er europeisk eller har høyest BNP per capita får jeg signifikant positiv effekt av privatskoleandelen på testresultatene. Dette tilsier at disse egenskapene ved landene eller/og uobserverte egenskaper ved disse landene kan gi positive resultater. Det kan bety at positive effekter av privatskoleandel er steds- eller kulturspesifikke. For eksempel kan det tenkes at den positive effekten av konkurranse fra privatskoler bare i enkelte land veier opp for de negative effektene av slik konkurranse. En annen mulighet er at variasjonen i privatskoleandelen er for liten på tvers av land til å gi et robust resultat.

Denne studien følger samme tradisjon som tidligere forskning på privatskolekonkurranse, der effekten på ulike resultatmål for utdanning har vist seg å være lite robust. I min analyse er effekten av privatskoleandel på testresultater følsom for ulike modellspesifiseringer og utvalg. Dette indikerer at resultatene til West og Woessmann (2010) ikke er særlig robuste over tid og datasett.

Referanser

- Arum, R. (1996). Do private schools force public schools to compete? *American Sociological Review* 61, 29–46.
- Ball, S. J. (1993). Education markets, choice and social class: The market as a class strategy in the UK and the USA. *British Journal of Sociology of Education* 14, 3–19.
- Barrett, D. B., G. T. Kurian og T. M. Johnson (2001). *World Christian Encyclopedia* (2. utgave), Bind 1. Oxford: Oxford University Press.
- Belfield, C. R. og H. M. Levin (2002). The effects of competition on educational outcomes: A review of US evidence. *Review of Educational Research* 72(2), 279–341.
- Besley, T. (2003, juni). Incentives, Choice, and Accountability in the Provision of Public Services. *Oxford Review of Economic Policy* 19(2), 235–249.
- Bound, J., D. A. Jaeger og R. M. Baker (1995, juni). Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak. *Journal of the American Statistical Association* 90(430), 443.
- Cameron, A. C. og P. K. Trivedi (2010). *Microeconometrics Using Stata*. Texas: Stata Press.
- Couch, J. F., W. F. Shughart og A. L. Williams (1993). Private school enrollment and public school performance. *Public Choice* 76(4), 301–312.
- Dee, T. (1998, oktober). Competition and the quality of public schools. *Economics of Education Review* 17(4), 419–427.
- Friedman, M. (1962). *Capitalism and Freedom*. Chicago: University of Chicago Press.
- Friedman, M. og R. D. Friedman (1981). *Free to chose: A personal statement*. New York: Avon Books.
- Greene, K. og B. Kang (2004, oktober). The effect of public and private competition on high school outputs in New York State. *Economics of Education Review* 23(5), 497–506.
- Hanushek, E. A. (1979). Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions. *Journal of Human Resources* 14(3), 351–388.
- Hanushek, E. A. (1986). The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools. *Journal of economic literature* 24(3), 1141–1177.

- Hanushek, E. A. (2002). Publicly provided education. *Handbook of public economics 4*, 2045–2141.
- Hanushek, E. A., J. F. Kain og S. G. Rivkin (1998). Do higher salaries buy better teachers? *mimeo*.
- Hanushek, E. A. og D. D. Kimko (2000). Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. *American Economic Review 90*, 1184–1208.
- Harris, D. og T. R. Sass (2006, April). Value-added models and the measurement of teacher quality. Florida State University.
- Hastings, J. S., T. J. Kane og D. Staiger (2005). Parental Preferences and School Competition : Evidence from a Public School Choice Program. *NBER Working Paper*.
- Hastings, J. S., R. Van Weelden og J. Weinstein (2007). Preferences, Information, and Parental Choice Behavior in Public School Choice. *NBER Working Paper*.
- Holmes, G. M., J. S. DeSimone og N. G. Rupp (2003). Does School Choice increase School Quality? *NBER working paper*.
- Hoxby, C. (1999a, oktober). The productivity of schools and other local public goods producers. *Journal of Public Economics 74*(1), 1–30.
- Hoxby, C. (2002). Would School Choice Change the Teaching Profession? *Journal of Human Resources 37*(4), 846–891.
- Hoxby, C. M. (1994). Do private schools provide competition for public schools? *NBER working paper*.
- Hoxby, C. M. (1999b). *Earning and learning: How schools matter*, Kapittel : The effects of school choice on curriculum and atmosphere, s. 281–316. Washington D.C.: Brookings Institute.
- Hoxby, C. M. (2003, January). *The Economics of School Choice*, Kapittel : School Choice and School Productivity. Could School Choice Be a Tide that Lifts All Boats?, s. 287–339. University of Chicago Press.
- Hoxby, C. M. og A. Leigh (2004, mai). Pulled Away or Pushed Out? Explaining the Decline of Teacher Aptitude in the United States. *American Economic Review 94*(2), 236–240.
- Jepsen, C. (2002, november). The role of aggregation in estimating the effects of private school competition on student achievement. *Journal of Urban Economics 52*(3), 477–500.

- King, E. M. og B. Ozler (2005). What is Decentralization Got To Do With Learning? School Autonomy and Student Performance. *Kyoto University: Interfaces for Advanced Economic Analysis. DP 54*(054), 51–60.
- Kornai, J. (1992). *The socialist system: The political economy of communism* (1 utgave). New York: Oxford University Press.
- Lazear, E. P. (2001, august). Educational Production. *Quarterly Journal of Economics* 116(3), 777–803.
- Lee, J. W. og R. J. Barro (2001). Schooling Quality in a Cross-Section of Countries. *Economica* 68(272), 465–488.
- Little, R. J. og D. B. Rubin (2002). *Statistical Analysis with Missing Data* (2 utgave). New Jersey: John Wiley & Sons Inc.
- Lott Jr, J. R. (1987). The institutional arrangement of public education. *Public Choice* 54, 89–96.
- Lott Jr, J. R. (1990, April). An explanation for public provision of schooling: The importance of indoctrination. *Journal of Law and Economics* 33, 199–231.
- Maranto, R., S. Milliman og S. Stevens (2000). Does private school competition harm public schools? *Political Research Quarterly* 53, 177–192.
- Marlow, M. (2010, januar). The influence of private school enrollment on public school performance. *Applied Economics* 42(1), 11–22.
- McMillian, R. (2001). The identification of competitive effects using cross-sectional data: An empirical analysis of public school performance. University of Toronto.
- Newmark, C. M. (1995, mars). Another look at whether private schools influence public school quality: Comment. *Public Choice* 82(3-4), 365–373.
- OECD (2006, januar). *PISA 2006 Technical Report*. PISA. OECD Publishing.
- OECD (2009a). PISA 2009 Results: What Makes a School Successful?
- OECD (2009b). What School Choices are available and what Measures do Countries use to Promote or Restrict School Choice? Indicator D5.
- Ramirez, F. O. og J. Boli (1987). The political construction of mass schooling: European origins and worldwide institutionalization. *Sociology of Education* 60(1), 2–17.
- Sander, W. (1999). Private Schools and Public School Achievement. *The Journal of Human Resources* 34(4), 697.

- Simon, C. A. og N. P. Lovrich Jr. (1996). Private school enrollment and public school performance: Assessing the effects of competition upon public school student achievement in Washington state. *Policy Studies Journal* 24, 666–675.
- Smith, K. B. og K. J. Meier (1995). Public choice in education: Markets and the demand for quality education. *Political Research Quarterly* 48, 666–675.
- Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics* 87(3), 355–374.
- Stock, J. H., J. H. Wright og M. Yogo (2002, oktober). A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments. *Journal of Business and Economic Statistics* 20(4), 518–529.
- Tiebout, C. M. (1956). A Pure Theory of Local Expenditures. *The Journal of Political Economy* 64(5), 416–424.
- Todd, P. E. og K. I. Wolpin (2003). On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement. *The Economic Journal* 113(485), F3–F33.
- Toma, E. F. (1996, April). Public funding and private schooling across countries. *Journal of Law and Economics* 39(1), 121–148.
- Vandenberghe, V. og S. Robin (2004, august). Evaluating the effectiveness of private education across countries: a comparison of methods. *Labour Economics* 11(4), 487–506.
- Verbeek, M. (2008, September). *A Guide to Modern Econometrics* (3. utgave). West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.
- West, E. G. (1990, October). Public education via exclusive territories. *Public Finance Quarterly* 18, 371–394.
- West, M. R. og L. Woessmann (2010). Every Catholic Child in a Catholic School: Historical Resistance to State Schooling, Contemporary Private Competition, and Student Achievement across Countries. *The Economic Journal* 120(546), F229–F255.
- Woessmann, L. (2003, mai). Schooling Resources, Educational Institutions and Student Performance: the International Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65(2), 117–170.
- Woessmann, L., E. Luedemann, G. Schuetz og M. R. West (2009). *School Accountability, Autonomy and Choice around the World*. Edward Elgar Publishing.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (4e utgave). Canada: South-Western.

Appendiks

A Statistikk

A.1 Deskriptiv statistikk

Tabell A.1: Deskriptiv statistikk

Variabler	Gj.snitt	Std	Min.	Maks.	Missing (%)
PISA 2009 matematikkresultat	473,112	96,268	20,962	864,316	0
PISA 2009 leseresultat	474,764	98,654	41,316	847,098	0
PISA 2009 naturfagresultat	480,847	99,705	7,03	839,742	0
Privatskoleandelen	0,144	0,156	0,006	0,686	0
Privatskoleandelen (offisielle tall)	0,135	0,138	0,001	0,778	0
Katolikkandel 1900 (ikke statsreligion)	0,315	0,355	0	0,974	0
Finansierungsgrad i privatskoler fra offentlig (%)	35,294	35,474	0	99,492	2,24
Student karakteristikk					
Jente	0,484	0,5	0	1	0
Alder	15,757	0,298	15,17	16,33	0
Førskole (Mer enn ett år)	0,688	0,463	0	1	2,12
Skolestartsalder	6,121	0,761	4	10	6,31
Repetisjon av klasse (lavere trinn)	0,121	0,327	0	1	12,89
Repetisjon av klasse (høyere trinn)	0,082	0,274	0	1	13,36
<i>Klassetrinn</i>					
7. klasse	0,011	0,102	0	1	0,29
8. klasse	0,059	0,236	0	1	0,29
9. klasse	0,326	0,469	0	1	0,29
10. klasse	0,527	0,499	0	1	0,29
11. klasse	0,076	0,266	0	1	0,29
12. klasse	0,001	0,03	0	1	0,29

Immigrasjonsbakgrunn

Innfødt	0,923	0,267	0	1	2,1
Førstegenerasjon	0,034	0,181	0	1	2,1
Andre generasjon	0,043	0,204	0	1	2,1
Testspråket er elevens morsmål	0,928	0,259	0	1	4,22

Familiebakgrunn*Bor sammen med*

Ingen av foreldrene	0,041	0,197	0	1	6,76
Én av foreldrene	0,136	0,342	0	1	6,76
Begge foreldre	0,824	0,381	0	1	6,76

Foreldrenes arbeidsstatus

Begge i fullstilling	0,359	0,48	0	1	8,40
Én i fullstilling, én halvstilling	0,18	0,384	0	1	8,40
Én i fullstilling	0,298	0,457	0	1	8,40
Én i halvstilling	0,058	0,233	0	1	8,40
Mindre enn halvstilling eller arbeidssøkende	0,08	0,271	0	1	8,40

Foreldrenes yrke (høyeste)

Blåsnippykke, lav kompetanse	0,116	0,32	0	1	4,34
Blåsnippykke, høy kompetanse	0,153	0,36	0	1	4,34
Hvitsnippykke, lav kompetanse	0,232	0,422	0	1	4,34
Hvitsnippykke, høy kompetanse	0,5	0,5	0	1	4,34

Bøker i hjemmet

1-10 bøker	0,19	0,392	0	1	1,93
11-25 bøker	0,185	0,388	0	1	1,93
26-100 bøker	0,283	0,451	0	1	1,93
101-200 bøker	0,153	0,36	0	1	1,93
201-500 bøker	0,119	0,324	0	1	1,93
Mer enn 500 bøker	0,07	0,256	0	1	1,93

Indeks for økonomisk, sosial og kulturell status	-0,306	1,209	-6,037	3,535	0,01
--------------------------------------------------	--------	-------	--------	-------	------

Skolens beliggenhet og ressurser*Beliggenhet*

Landsby (<3000)	0,18	0,384	0	1	1,59
Småby (3000-100000)	0,494	0,5	0	1	1,59
By (100001-1000000)	0,211	0,408	0	1	1,59
Storby (>1000000)	0,116	0,32	0	1	1,59
Klassestørrelse	24,766	8,965	1	90	6,23
<i>Mangel på undervisningsmaterialer</i>					
Ikke i det hele tatt	0,413	0,492	0	1	2,05
I liten grad	0,317	0,465	0	1	2,05
I noen grad	0,193	0,395	0	1	2,05
I stor grad	0,077	0,266	0	1	2,05
<i>Instruksjonstid, minutt per uke</i>					
Matematikk	223,529	90,543	0	1000	8,23
Lesing	226,615	91,849	0	1000	8,28
Naturfag	215,694	115,885	0	1000	12,37
<i>Lærerenes kompetanse, andel på skole</i>					
Sertifiserte lærere	0,802	0,355	0	1	15,60
Høyere utdannelse i pedagogikk	0,852	0,303	0	1	14,09
Landnivå variabler					
BNP per capita (\$1000)	31,455	12,155	14,578	89,732	0
Kumulative elevutgifter (\$1000)	63,764	31,753	12,708	155,624	0
<i>Eksterne avgangseksamener</i>					
Matematikk	0,421	0,447	0	1	1,61
Naturfag	0,405	0,442	0	1	1,61
Kommunistisk bakgrunn	0,14	0,317	0	1	0
Utvidelser av modell					
Skoleandelen som rapporterer konkurranse	0,798	0,11	0,305	0,955	0
<i>Relative mål på lærerlønn</i>					
I forhold til BNP per capita	1,298	0,342	0,61	2,01	13,06
I forhold til gj.snitt hos høyt utdannede	0,759	0,208	0,5	1,26	35,06

Datsettet er PISA 2009. Utvalget er de 33 OECD-landene som er anvendt i analysen. Det er anvendt ikke imputerte variabler i tabellen. For å beregne gjennomsnitt og standardavvik er det brukt vektorer for utvalgssannsynlighet.

Tabell A.2: Landsgjennomsnitt for utvalgte variabler

	Test- resultat:		BNP per capita	Sosio- øko. status	Privat- skole- andel	Privat- skole- andel (off.)	Offentlig finansiering privatskoler	Katolikk- andel 1900	Katolikk- andel 2000	Katolsk statsreligion 1900
	Matte	Lesing								
Australia	514,34	514,90	39,15	0,34	0,39	0,34	54,03	0,22	0,26	0
Belgia	515,27	505,95	36,88	0,20	0,69	0,60	84,14	0,97	0,81	0
Canada	526,81	524,24	38,33	0,50	0,07	0,06	39,20	0,40	0,39	0
Danmark	503,28	494,92	39,49	0,30	0,18	0,26	67,18	0,00	0,01	0
Finland	540,50	535,88	37,79	0,37	0,05	0,04	96,22	0,00	0,00	0
Hellas	466,10	482,78	29,92	-0,02	0,07	0,06	0,00	0,01	0,00	0
Irland	487,14	495,64	42,64	0,05	0,63	0,63	81,25	0,89	0,85	0
Island	506,67	500,28	39,03	0,72	0,01	0,01	75,00	0,00	0,01	0
Italia	482,91	486,05	33,27	-0,12	0,05	0,04	61,16	1,00	0,80	1
Japan	528,99	519,86	33,90	-0,01	0,27	0,07	36,76	0,00	0,00	0
Korea	546,23	539,27	26,88	-0,15	0,38	0,18	49,98	0,00	0,07	0
Luxembourg	489,07	472,17	89,73	0,19	0,15	0,20	82,52	0,97	0,90	1
Mexico	418,51	425,27	15,29	-1,22	0,11	0,14	0,99	0,91	0,90	0
Nederland	525,84	508,40	42,89	0,27	0,62	0,78	96,73	0,35	0,34	0
New Zealand	519,30	520,88	29,23	0,09	0,05	0,18	9,99	0,14	0,13	0
Norge	497,96	503,23	60,63	0,47	0,01	0,03	92,59	0,00	0,01	0
Polen	494,80	500,48	18,06	-0,28	0,07	0,03	45,85	0,77	0,92	0
Portugal	486,89	489,33	24,96	-0,32	0,11	0,18	61,03	1,00	0,89	1
Slovakia	496,68	477,44	23,24	-0,09	0,08	0,06	93,03	0,85	0,68	0
Spania	483,49	481,04	33,17	-0,31	0,40	0,32	74,08	1,00	0,92	1
Stor Britannia	492,41	494,18	36,82	0,20	0,04	0,16	0,00	0,06	0,09	0
Sveits	533,96	500,50	45,52	0,08	0,03	0,08	47,98	0,40	0,43	0
Sverige	494,24	497,45	39,32	0,33	0,12	0,10	99,49	0,00	0,02	0
Tsjekkia	492,81	478,19	25,84	-0,09	0,05	0,02	72,23	0,86	0,40	0
Tyrkia	445,45	464,19	14,96	-1,16	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0
Tyskland	512,78	497,31	37,17	0,18	0,05	0,09	84,33	0,36	0,34	0
Ungarn	490,17	494,18	20,70	-0,20	0,12	0,09	80,19	0,61	0,61	0
USA	487,40	499,83	46,90	0,17	0,07	0,09	0,00	0,14	0,18	0
Østerrike	495,91	470,28	39,85	0,06	0,13	0,08	-	0,92	0,75	1
Chile	421,06	449,37	14,58	-0,57	0,59	0,51	77,11	0,95	0,78	1
Estland	512,10	500,96	21,80	0,15	0,03	0,02	79,21	0,01	0,00	0
Israel	446,86	473,99	27,68	-0,02	0,17	0,17	67,29	0,02	0,03	0
Slovenia	501,47	483,08	29,24	0,07	0,02	0,00	85,02	0,95	0,83	1

Datasettet er PISA 2009. Gjennomsnitt for hvert land, ikke-imputerede variabler anvendes, vektet med utvalgssannsynlighet. Sosioøkonomisk status = ESCS. - = ikke tilgjengelige data.

A.2 Korrelasjonsmatrise

Det er mellom variablene rapportert på landnivå at det er høyest korrelasjon. Dette indikeres også av estimeringsresultatene ved at standardavvikene er relativt høye i forhold til koeffisientsverdiene i testresultatmodellene. Jeg rapporterer derfor bare kryss-korrelasjonen mellom landvariablene.

Tabell A.3: Korrelasjonsmatrise for landvariabler

Variabler	Privat- skole andel	Privatskole- andel (Off.)	BNP per capita	Kumulative elevutgifter	Avgangs- eksamen matematikk	Avgangs- eksamen naturfag	Kommunistisk bakgrunn	Relativ lærerlønn (BNP per capita)	Relativ lærerlønn (Høy utd.)	Konkurranse offentlige skoler
Privatskoleandel	1,00									
Privatskoleandel (Off.)	0,93	1,00								
BNP per capita	0,05	0,09	1,00							
Kumulative elevutgifter	0,04	0,04	0,93	1,00						
Avgangseksamen matematikk	-0,08	-0,05	0,25	0,15	1,00					
Avgangseksamen naturfag	-0,03	0,01	0,16	0,07	0,92	1,00				
Kommunistisk bakgrunn	-0,23	-0,28	-0,24	-0,23	0,36	0,40	1,00			
Relativ lærerlønn (BNP per capita)	0,18	0,18	-0,39	-0,44	-0,32	-0,17	-0,29	1,00		
Relativ lærerlønn (Høy utd.)	0,47	0,47	-0,14	-0,23	-0,19	-0,15	-0,29	0,58	1,00	
Konkurranse off. skoler	0,44	0,43	-0,31	-0,36	-0,08	0,04	-0,08	0,20	0,34	1,00

Utvalget er OECD-land fra 2003. I analysen brukes imputerte variabler.

A.3 Estimerte modeller

Tabell A.4: Basismodell med OLS med kontrollvariabler. Avhengige variabler er testresultat i fag.

	Matematikk		Naturfag		Lesing	
	Koeff.	Std. avv.	Koeff.	Std. avv.	Koeff.	Std. avv.
Privatskoleandel	36,75**	(17,73)	26,23	(16,80)	26,51*	(14,48)
Studentkarakteristikker						
Jente	-19,53***	(1,47)	-8,54***	(1,53)	30,23***	(1,59)
Alder	12,70***	(3,38)	13,65***	(3,24)	10,44***	(2,36)
Førskole	6,15**	(2,55)	3,89	(2,36)	2,35	(2,02)
Skolestartsalder	0,16	(2,28)	-1,06	(1,72)	-0,17	(1,63)
<i>Repetisjon av skoleår</i>						
Lavere trinn	-48,50***	(3,99)	-40,62***	(3,66)	-46,23***	(3,89)
Høyere trinn	-29,84***	(6,38)	-20,53***	(5,49)	-24,66***	(6,16)
<i>Klassetrinn</i>						
7. klasse	-49,38***	(10,80)	-46,68***	(8,41)	-51,39***	(9,41)
8. klasse	-25,35**	(10,24)	-27,03***	(8,41)	-29,38***	(8,51)
9. klasse	-7,67	(6,99)	-8,42	(5,48)	-9,08	(5,59)
10. klasse						
11. klasse	2,88	(9,42)	1,44	(8,47)	4,52	(6,84)
12. klasse	41,31***	(9,88)	36,05***	(9,14)	46,19***	(7,01)
<i>Immigrasjonsbakgrunn</i>						
Innfødt						
Andregenerasjon	-2,24	(3,19)	-8,46***	(3,01)	0,19	(2,86)
Førstegenerasjon	-0,17	(3,45)	-2,95	(3,32)	-1,27	(3,37)
Førstespråk er testspråk	7,17*	(4,17)	17,32***	(4,34)	14,87***	(3,32)
Familiebakgrunn						
<i>Bor sammen med</i>						
Ingen foreldre						
Begge foreldre	42,45***	(4,03)	40,52***	(3,92)	39,42***	(3,95)
Én forelder	44,17***	(4,33)	44,23***	(4,16)	44,26***	(4,15)
<i>Foreldrenes jobbstatus</i>						
Begge fullstilling	6,44**	(2,46)	4,47*	(2,39)	4,38**	(2,09)
Full- og halvstilling	12,97***	(2,79)	10,58***	(2,13)	7,16***	(1,89)
Én fullstilling	6,46***	(1,88)	6,33***	(1,99)	4,95**	(1,81)
Én halvstilling	-2,74**	(1,16)	-2,93*	(1,65)	-3,13*	(1,53)
Mindre eller arbeidssøkende						

<i>Foreldrenes yrke</i>						
Blåsnipp lav						
Blåsnipp høy	2,44*	(1,29)	2,44	(1,45)	1,63	(1,27)
Hvitsnipp lav	3,96**	(1,53)	4,41**	(1,75)	5,47***	(1,46)
Hvitsnipp høy	16,01***	(2,46)	17,04***	(2,18)	19,11***	(1,87)
<i>Bøker i hjemmet</i>						
1-10 bøker						
11-25 bøker	14,29***	(1,83)	16,07***	(1,84)	15,41***	(1,45)
26-100 bøker	34,79***	(1,99)	37,31***	(2,02)	36,71***	(1,86)
101-200 bøker	50,58***	(2,31)	52,89***	(2,61)	52,66***	(2,44)
201-500 bøker	68,95***	(2,62)	72,00***	(2,94)	69,27***	(2,74)
Mer enn 500	69,21***	(3,28)	74,26***	(3,49)	68,70***	(3,23)
ESCS	11,98***	(1,34)	10,22***	(1,08)	10,37***	(1,06)
Skolens ressurser						
<i>Skolens beliggenhet</i>						
Landsby						
Småby	8,05***	(2,70)	6,17**	(2,58)	6,52***	(2,32)
By	9,56***	(2,63)	7,03***	(2,37)	11,87***	(2,73)
Storby	5,89*	(3,39)	2,11	(3,13)	9,03**	(3,55)
<i>Materialmangel</i>						
Ikke i hele tatt	4,42*	(2,34)	5,50***	(1,97)	4,32**	(1,75)
I liten/noen grad						
I stor grad	-5,98	(3,94)	-6,09	(4,07)	-5,04	(3,42)
Undervisningstid	0,05*	(0,02)	0,08***	(0,01)	0,01	(0,02)
Klassestørrelse	1,18***	(0,35)	1,08**	(0,34)	1,25***	(0,30)
<i>Lærernes kompetanse</i>						
Sertifisert	3,70	(9,60)	10,67	(7,99)	9,17	(7,26)
Kvalifisert	1,76	(6,37)	7,39	(6,56)	8,11	(6,08)
Landvariabler						
BNP per capita	-0,40	(0,63)	-0,53	(0,55)	-0,03	(0,47)
Kumulative elevutgifter	0,37	(0,40)	0,43	(0,35)	0,08	(0,30)
Avgangseksamener	-0,13	(10,90)	20,37**	(8,79)	-	-
Kommunistisk bakgrunn	7,42	(13,82)	-3,87	(13,17)	-5,11	(11,28)
R^2	0,38		0,39		0,40	
N (Elever)	271843		271843		271843	
Cluster (Land)	29		29		29	

Avhengige variabler er testresultat i matematikk, naturfag og lesing. Utvalget er OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigeret for clustering på land oppgis i parentes. - = ikke tilgjengelig. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tabell A.5: Basismodell førstesteg med kontrollvariabler IV. Avhengig variabel er privat-skoleandel.

	Matematikk		Naturfag		Lesing	
	Koeff.	Std. avv.	Koeff.	Std. avv.	Koeff.	Std. avv.
Katolikkandel 1900 (ikke statsreligion)	0,43***	(0,11)	0,40***	(0,11)	0,39***	(0,11)
Studentkarakteristikker						
Jente	-0,00*	(0,00)	-0,00	(0,00)	-0,00	(0,00)
Alder	0,01	(0,02)	0,01	(0,02)	0,01	(0,02)
Førskole	0,02	(0,02)	0,03	(0,02)	0,02	(0,02)
Skolestartsalder	-0,01	(0,02)	-0,01	(0,02)	-0,02	(0,02)
<i>Repetisjon av skoleår</i>						
Lavere trinn	0,05	(0,04)	0,05*	(0,03)	0,03	(0,04)
Høyere trinn	0,08*	(0,04)	0,08*	(0,04)	0,04	(0,04)
<i>Klassetrinn</i>						
7. klasse	-0,08	(0,07)	-0,09	(0,06)	-0,02	(0,06)
8. klasse	-0,06	(0,06)	-0,08	(0,05)	-0,00	(0,05)
9. klasse	-0,02	(0,03)	-0,03	(0,03)	0,01	(0,03)
10. klasse						
11. klasse	-0,14**	(0,06)	-0,18***	(0,06)	-0,09*	(0,04)
12. klasse	-0,18***	(0,06)	-0,24***	(0,07)	-0,12**	(0,05)
<i>Immigrasjonsbakgrunn</i>						
Innfødt						
Andre generasjon	-0,02	(0,02)	-0,02	(0,02)	-0,02	(0,02)
Førstegenerasjon	-0,00	(0,02)	0,00	(0,02)	-0,01	(0,02)
Førstespråk er testspråk	-0,03	(0,02)	-0,01	(0,02)	-0,02	(0,03)
Familiebakgrunn						
<i>Bor sammen med</i>						
Ingen foreldre						
Begge foreldre	0,04**	(0,01)	0,03**	(0,01)	0,03*	(0,01)
Én forelder	0,02*	(0,01)	0,02	(0,01)	0,02	(0,01)
<i>Foreldrenes jobbstatus</i>						
Begge fullstilling	-0,02*	(0,01)	-0,02*	(0,01)	-0,02	(0,01)
Full- og halvstilling	0,00	(0,01)	0,00	(0,01)	-0,00	(0,01)
Én fullstilling	-0,00	(0,00)	-0,01*	(0,00)	-0,01	(0,00)
Én halvstilling	-0,01*	(0,01)	-0,01	(0,01)	-0,01**	(0,01)
Mindre eller arbeidssøkende						

<i>Foreldrenes yrke</i>						
Blåsniipp lav						
Blåsniipp høy	0,01**	(0,01)	0,01*	(0,00)	0,01**	(0,01)
Hvitsniipp lav	0,01	(0,01)	0,01	(0,01)	0,01*	(0,01)
Hvitsniipp høy	-0,00	(0,01)	-0,00	(0,01)	0,00	(0,01)
<i>Bøker i hjemmet</i>						
1-10 bøker						
11-25 bøker	0,01**	(0,00)	0,01**	(0,00)	0,01**	(0,01)
26-100 bøker	0,02*	(0,01)	0,02**	(0,01)	0,02*	(0,01)
101-200 bøker	0,02	(0,01)	0,02*	(0,01)	0,02	(0,01)
201-500 bøker	0,02*	(0,01)	0,03**	(0,01)	0,02*	(0,01)
Mer enn 500	0,03**	(0,01)	0,03**	(0,01)	0,03*	(0,01)
ESCS	-0,00	(0,01)	-0,00	(0,01)	-0,00	(0,01)
Skolens ressurser						
<i>Skolens beliggenhet</i>						
Landsby						
Småby	0,05**	(0,02)	0,04**	(0,02)	0,04*	(0,02)
By	0,05**	(0,02)	0,04**	(0,01)	0,05**	(0,02)
Storby	0,08***	(0,02)	0,05***	(0,02)	0,08***	(0,02)
<i>Materialmangel</i>						
Ikke i hele tatt	0,03*	(0,01)	0,02**	(0,01)	0,03	(0,02)
I liten/noen grad						
I stor grad	-0,01	(0,01)	-0,01	(0,01)	-0,01	(0,02)
Undervisningstid	-0,00**	(0,00)	-0,00	(0,00)	-0,00**	(0,00)
Klassestørrelse	0,00	(0,00)	-0,00	(0,00)	0,00	(0,00)
<i>Lærernes kompetanse</i>						
Sertifisert	0,15***	(0,04)	0,14***	(0,03)	0,14***	(0,04)
Kvalifisert	-0,01	(0,04)	-0,02	(0,04)	-0,02	(0,05)
Landvariabler						
BNP per capita	-0,00	(0,00)	-0,00	(0,00)	-0,00	(0,00)
Kumulative elevutgifter	0,00	(0,00)	0,00	(0,00)	0,00	(0,00)
Avgangseksamener	0,13*	(0,07)	0,18***	(0,06)	-	-
Kommunistisk bakgrunn	-0,42***	(0,10)	-0,43***	(0,09)	-0,34***	(0,10)
F-verdi (Første steg)	15,17		12,58		11,57	
R ² (Andre steg)	0,52		0,57		0,47	
N (Elever)	271843		271843		271843	
Cluster (Land)	29		29		29	

Avhengig variabel er privatskoleandelen. Utvalget er OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigeret for clustering på land oppgis i parentes. - = ikke tilgjengelig. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tabell A.6: Basismodell andre steg med kontrollvariabler IV. Avhengige variabler er testresultat i fag.

	Matematikk		Naturfag		Lesing	
	Koeff.	Std. avv.	Koeff.	Std. avv.	Koeff.	Std. avv.
Privatskoleandel	37,68	(31,83)	27,46	(31,41)	24,92	(30,59)
Studentkarakteristikker						
Jente	-19,53***	(1,42)	-8,54***	(1,50)	30,22***	(1,57)
Alder	12,67***	(3,17)	13,61***	(3,21)	10,50***	(2,42)
Førskole	6,13**	(2,79)	3,85	(2,41)	2,38	(1,89)
Skolestartsalder	0,22	(2,44)	-1,00	(2,18)	-0,26	(2,15)
<i>Repetisjon av skoleår</i>						
Lavere trinn	-48,59***	(5,25)	-40,75***	(4,68)	-46,10***	(4,01)
Høyere trinn	-29,87***	(6,87)	-20,59***	(6,15)	-24,63***	(6,13)
<i>Klassetrinn</i>						
7. klasse	-49,33***	(11,24)	-46,59***	(8,95)	-51,41***	(9,23)
8. klasse	-25,33**	(10,32)	-26,96***	(8,82)	-29,37***	(8,34)
9. klasse	-7,68	(6,67)	-8,42	(5,38)	-9,02	(5,55)
10. klasse						
11. klasse	3,04	(11,11)	1,73	(10,93)	4,30	(7,48)
12. klasse	41,55***	(13,48)	36,49***	(13,64)	45,84***	(8,48)
<i>Immigrasjonsbakgrunn</i>						
Innfødt						
Andre generasjon	-2,22	(3,25)	-8,45***	(2,96)	0,16	(2,93)
Førstegenerasjon	-0,17	(3,39)	-2,95	(3,30)	-1,27	(3,30)
Førstespråk er testspråk	7,19*	(4,30)	17,34***	(4,15)	14,83***	(3,08)
Familiebakgrunn						
<i>Bor sammen med</i>						
Ingen foreldre						
Én forelder	42,40***	(3,81)	40,47***	(3,66)	39,48***	(3,58)
Begge foreldre	44,14***	(4,09)	44,20***	(3,93)	44,31***	(3,80)
<i>Foreldrenes jobbstatus</i>						
Begge fullstilling	6,47***	(2,45)	4,51*	(2,40)	4,33**	(2,06)
Full- og halvstilling	12,96***	(2,67)	10,57***	(2,06)	7,17***	(1,82)
Én fullstilling	6,47***	(1,87)	6,35***	(1,98)	4,93***	(1,79)
Én halvstilling	-2,73**	(1,15)	-2,92*	(1,63)	-3,15**	(1,57)
Mindre eller arbeidssøkende						
<i>Foreldrenes yrke</i>						
Blåsniipp lav						

Blåsnipp høy	2,44*	(1,27)	2,44*	(1,42)	1,63	(1,25)
Hvitsnipp lav	3,95***	(1,44)	4,40**	(1,72)	5,48***	(1,45)
Hvitsnipp høy	16,01***	(2,41)	17,04***	(2,15)	19,11***	(1,82)
<i>Bøker i hjemmet</i>						
1-10 bøker						
11-25 bøker	14,29***	(1,82)	16,07***	(1,80)	15,41***	(1,44)
26-100 bøker	34,79***	(1,98)	37,31***	(1,99)	36,70***	(1,84)
101-200 bøker	50,59***	(2,30)	52,89***	(2,57)	52,65***	(2,40)
201-500 bøker	68,95***	(2,58)	72,00***	(2,89)	69,27***	(2,69)
Mer enn 500	69,21***	(3,22)	74,26***	(3,43)	68,70***	(3,18)
ESCS	11,99***	(1,30)	10,22***	(1,05)	10,37***	(1,04)
Skolens ressurser						
<i>Skolens beliggenhet</i>						
Landsby						
Småby	8,03***	(2,92)	6,14**	(2,69)	6,56***	(2,47)
By	9,53***	(3,05)	7,00***	(2,56)	11,92***	(3,09)
Storby	5,83	(4,20)	2,06	(3,55)	9,13**	(4,32)
<i>Materialmangel</i>						
Ikke i hele tatt	4,40*	(2,30)	5,47***	(2,02)	4,36**	(1,85)
I liten/noen grad						
I stor grad	-5,97	(3,91)	-6,07	(4,06)	-5,06	(3,36)
Undervisningstid	0,05*	(0,02)	0,08***	(0,01)	0,01	(0,02)
Klassestørrelse	1,17***	(0,34)	1,08***	(0,33)	1,25***	(0,28)
<i>Lærernes kompetanse</i>						
Sertifisert	3,59	(11,96)	10,52	(10,10)	9,35	(8,96)
Kvalifisert	1,78	(6,42)	7,43	(6,67)	8,06	(6,10)
Landvariabler						
BNP per capita	-0,40	(0,62)	-0,53	(0,53)	-0,03	(0,46)
Kumulative elevutgifter	0,38	(0,40)	0,43	(0,34)	0,07	(0,30)
Avgangseksamener	-0,19	(11,32)	20,37**	(8,79)	-	-
Kommunistisk bakgrunn	7,59	(14,89)	-3,59	(14,16)	-5,33	(11,46)
F-verdi (Første steg)	15,17		12,58		11,57	
R ² (Første steg)	0,52		0,57		0,47	
R ² (Andre steg)	0,38		0,39		0,40	
N (Elever)	271843		271843		271843	
Cluster (Land)	29		29		29	

Avhengige variabler er testresultat i matematikk, naturfag og lesing. Utvalget er OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigert for clustering på land oppgis i parentes. - = ikke tilgjengelig. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tabell A.7: OLS- og IV-estimering for ulike utvalg, matematikkprestasjoner

	Nye OECD-land		Høyest BNP per capita		Kristne land		Europa		Kun offentlige elever	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
Privatskoleandel	21,59 (21,19)	78,91 (50,20)	33,27* (18,47)	56,46** (27,74)	28,35 (19,47)	41,52 (31,56)	29,04 (20,32)	51,20** (24,53)	25,43 (20,16)	25,01 (58,80)
F-verdi (Første steg)	-	3,62	-	44,18	-	17,05	-	67,19	-	5,26
R ² (Første steg)	-	0,39	-	0,62	-	0,54	-	0,71	-	0,37
R ² (Andre steg)	0,39	0,38	0,36	0,36	0,38	0,38	0,38	0,38	0,38	0,38
N (Elever)	294155	294155	228597	228597	255770	255770	175183	175183	223044	223044
Cluster (Land)	33	33	27	27	26	26	22	22	29	29

Avhengige variabler er testresultat i matematikk, naturfag og lesing. Utvalget er OECD-land fra 2003. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigert for clustering på land oppgis i parentes. - = ikke tilgjengelig. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tabell A.8: Modellspesifikasjoner for naturfag og lesing, IV

	Basismodell		Utvidet utvalg		BNP per capita		Kristne land		Europa	
	Naturfag	Lesing	Naturfag	Lesing	Naturfag	Lesing	Naturfag	Lesing	Naturfag	Lesing
Privatskoleandel	27,46 (31,41)	24,92 (30,59)	53,25 (33,98)	36,39 (36,75)	51,46** (22,96)	47,94** (21,81)	31,84 (30,67)	31,96 (27,65)	50,13** (22,36)	43,72** (21,15)
F-verdi (Første steg)	12,58	11,57	3,62	3,00	31,08	42,73	13,00	15,11	53,15	58,31
R ² (Første steg)	0,57	0,47	0,43	0,36	0,65	0,60	0,56	0,52	0,74	0,70
R ² (Andre steg)	0,39	0,40	0,38	0,40	0,36	0,39	0,39	0,41	0,38	0,40
N (Elever)	271843	271843	294155	294155	228597	228597	255770	255770	175183	175183
Cluster (Land)	29	29	33	33	27	27	26	26	22	22

	Offentlig skole		Privatskoleandel (Off.)		Relativ lærerlønn i forhold til		Konkurransen fra offentlige skoler			
	Naturfag	Lesing	Naturfag	Lesing	BNP per capita		Høy utd.			
Privatskoleandel	-6,33 (57,29)	-12,92 (55,54)	30,06 (35,06)	27,35 (34,54)	21,91 (30,80)	19,78 (32,15)	31,50 (20,25)	29,60 (22,55)	38,55 (39,14)	30,46 (37,14)
F-verdi (Første steg)	4,89	3,67	19,31	15,85	15,35	12,82	70,73	40,92	15,88	14,79
R ² (Første steg)	0,44	0,33	0,61	0,49	0,62	0,52	0,74	0,62	0,71	0,70
R ² (Andre steg)	0,38	0,40	0,39	0,40	0,39	0,40	0,39	0,41	0,39	0,40
N (Elever)	223044	223044	271843	271843	271843	271843	271843	271843	271843	271843
Cluster (Land)	29	29	29	29	29	29	29	29	29	29

Avhengige variabler er testresultat i naturfag og lesing. Det brukes imputerte variabler i analysen. Regresjonene er vektet med elevenes inverse utvalgssannsynlighet. Robuste standardfeil korrigert for clustering på land oppgis i parentes. Signifikansnivå: *** 1%, ** 5%, * 10%.

B Imputeringsmetoden og dens anvendelse

West og Woessmann (2010) imputerer for missing med conditional mean imputation metoden som beskrives i Little og Rubin (2002). De beskriver metoden nærmere i Woessmann, Luedemann, Schuetz og West (2009). Standard forutsetning for å kunne gjennomføre imputering er at missing er tilfeldig. Imputeringen foregår ved å bruke en rekke fundamentale forklaringsvariabler F med liten andel missing. Missing i disse variabelene blir byttet ut ved medianimputering på laveste nivå (skole eller land). F -variabelene er kjønn, alder, fem dummies for klasstrinn, tre dummies på familiestruktur, fem dummies for for antallet bøker i hjemmet, BNP per capita og kumulativ utgift per elev.

F -variabelene blir brukt til imputering på følgende måte for hver student i med manglende data på en spesifikk variabel M . La S være settet av studentene j med tilgjengelig data for variabelen M . Ved å bruke studentene S blir variabelen M avhengig variabel med F som forklaringsvariabler.

$$M_{j \in S} = F_{j \in S} \phi + \epsilon_{j \in S} \quad (\text{A1})$$

Deretter blir koeffisientene ϕ fra regresjonen og data for F_i brukt til å imputere verdiene for M_i for de elevene med manglende data.

$$\tilde{M}_{i \ni S} = F_{i \ni S} \phi \quad (\text{A2})$$

Regresjonsmetoden er WLS for kontinuerlige variabler og probit for dikotome variabler. Predikerte variabelverdier blir imputert for missing ved WLS, og for dikotome ble predikert sannsynlighet imputert.

På generelt grunnlag vil dataimputering føre til målefeil (Woessmann, Luedemann, Schuetz og West, 2009). I tillegg vil det være problemer med utelatte variabler i imputeringsregresjonen hvis ikke alle relevante forklaringsvariabler som kan anses som fundamentale, det vil si at de forklarer variasjonen i missing, er tatt med.

For å hindre at resultatene er drevet av imputeringen brukes dummies for imputering som egne forklaringsvariabler og interaksjonsledd. Disse dummies D har verdien 1 for imputert verdi og 0 for ikke imputert. Modellen som estimeres med imputering er da

$$\begin{aligned} T_{isc} = & \alpha + \beta_1 P_c + \beta_2 X_c + \beta_3 X_{sc} + \beta_4 X_{isc} + D_c \mu_1 + D_c X_c \mu_2 \\ & + D_{sc} \mu_3 + D_{sc} X_{sc} \mu_4 + D_{isc} \mu_5 + D_{isc} X_{isc} \mu_6 + \epsilon_{isc} \end{aligned}$$

Det er en variant av modell (9). μ er vektorer av koeffisienter.

Argumentasjonen for å bruke denne imputeringen er i følge West og Woessmann (2010) for å få større utvalg og dermed mindre varians i estimatene. Det vil øke sannsynligheten for å få et signifikant resultat. Standardtilnærmingen i anvendt mikroøkonometri er å

fjerne individ med manglende data fra analysene (Cameron og Trivedi, 2010).

Imputeringsmetoden som anvendes har sine begrensinger. Den gir en deterministisk verdi på missing gjennom regresjon. Det er dermed ingen usikkerhet medregnet og det kan forsterke sammenhengen mellom variabler (Little og Rubin, 2002). Det er derfor viktig at observasjonene med imputerte verdier kan få egne konstantledd og helning for å kontrollere for dette.

