



NTNU – Trondheim
Norwegian University of
Science and Technology

Effekten av lekser på elevprestasjoner: En økonometrisk analyse for 25 OECD-land

Morten Berntsen

Juni 2014

Masteroppgave

Institutt for samfunnsøkonomi

Fakultet for samfunnsvitenskap og teknologiledelse

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Veileder:

Torberg Falch

Forord

Denne masteroppgaven avslutter min studietilværelse ved NTNU, Trondheim. Jeg vil takke Torberg Falch for god veiledning og raske tilbakemeldinger per e-post. Jeg vil også rette en takk til Christer Buen, som har vist seg som en eksepsjonell motivator.

Innholdsfortegnelse

Innhold

Tabeller	v
1 Innledning og motivasjon	1
1.1 Disposisjon	2
2 Tidligere litteratur	3
2.1 Studier i USA	3
2.2 Studier utenfor USA	6
2.3 Oppsummering	7
3 Teoretisk rammeverk	8
3.1 Generell modell	8
3.1.1 Value-added spesifikasjon uten restriksjoner	9
3.1.2 Value-added spesifikasjon med restriksjoner	10
3.1.3 Samtidsspesifikasjon	10
3.2 Oppsummering	11
4 Data	12
4.1 TIMSS 2011	12
4.2 Avhengig variable	13
4.3 Forklaringsvariabler	16
4.4 Kontrollvariabler	19
4.4.1 Kontrollvariabler på Elevnivå	19
4.4.2 Lærer/klassenivå	20
4.5 Oppsummering	21
5 Økonometriske utfordringer	22
5.1 Anvendt modell	22
5.2 OLS	23
5.3 Potensielle kilder til endogenitet	24
5.3.1 Utelatt variabel	24
5.3.2 Målefeil	26

5.3.3	Simultanitet	26
5.3.4	Utvalgsskjevhet	26
5.4	Differanse i differanse	27
5.5	Tildeling av hjemmelekser	27
5.6	Manglende verdier	30
5.7	Heteroskedastisitet	30
5.8	Oppsummering	31
6	Resultater	32
6.1	OLS	32
6.2	Faste effekter	34
6.3	Kardinalt mål	37
6.4	Modell for Nordiske land	39
6.4.1	Heterogene effekter	41
6.5	Robusthetstest av foretrukket modell	44
6.6	Oppsummering	46
7	Konklusjon	48
A	Appendiks	vi
A.1	Deskriptiv statistikk	vi

Tabeller

1	Elevprestasjoner i gjennomsnitt	15
2	Prosent av elever som blir tildelt hjemmelekser i matematikk	17
3	Prosent av elever som blir tildelt hjemmelekser i naturfag	18
4	Relasjonen mellom relativ tildeling av hjemmelekser og observerte egenskaper ved eleven og læreren/klassen	29
5	OLS-resultater for sammenhengen mellom elevprestasjoner og hjemmelekser	33
6	Effekten av tildeling av lekser på elevprestasjoner	36
7	Kardinalt mål på hjemmelekser	38
8	Modell for Norden	40
9	Hjemmelekser og elevprestasjoner. Landspesifikke effekter for Norden og delutvalg	43
10	Hjemmelekser og elevprestasjoner, kardinalt mål på hjemmelekser	45
A1	Kontrollvariabler. Tall er rapportert i prosenter	vi
A2	Prosent av elever som blir tildelt hjemmelekser	viii
A3	Elevprestasjoner i gjennomsnitt, standardavvik i parenteser	viii

1 Innledning og motivasjon

Et lands evner til å skape, adoptere og implementere ny teknologi er en funksjon av nivået på humankapital (Benhabib & Spiegel, 1994). Humankapital er sammensatt av begrep som kunnskap, erfaring og kreativitet. Ferdighetene disse egenskapene representerer, kan bli ervervet via forskjellige kanaler og er ofte indirekte årsaker av hverandre. En fellesnevner er de evnene og verdiene vi utvikler gjennom læring og mestring i utdanning og skolegang.

I litteraturen blir læreren sett på som den viktigste innsatsfaktoren for elevens prestasjoner og utvikling. Det varierer derfor hvorvidt, og i hvilken grad, lærere bruker forskjellige pedagogiske virkemidler for å aktivisere elevens læreprosess. Hjemmelekser er et slikt virkemiddel læreren kan bruke og som nyter bred anerkjennelse blant foreldre, lærere og skoler. Hjemmelekser er definert som oppgaver elevene må løse utenfor skoletiden (Cooper, 1989). Et sentralt spørsmål blir om det er en kausal sammenheng av hjemmelekser på faglige prestasjoner, og om denne effekten varierer på tvers av subpopulasjoner.

Ved bruk av TIMSS 2011 (Trends in International Mathematics and Science Study) data for 25 OECD land skal jeg i denne oppgaven estimere effekten av hjemmelekser på elevprestasjoner i grunnskolen.¹ Majoriteten av elevene i datamaterialet er 10 år og går i fjerdeklasse. En hypotese er at en større mengde hjemmelekser i uken impliserer økte elevprestasjoner.

Identifikasjonen i denne oppgaven hviler på at elever med samme lærer i to relativt like fag, matematikk og naturfag, tildeles forskjellig mengde hjemmelekser på tvers av fagene. Faste egenskaper ved eleven og læreren som påvirker elevprestasjoner og som er korrelert med mengden hjemmelekser tildelt kan da differensieres bort under forutsetning om at effekten er lik på tvers av fag. Gyldigheten til denne antagelsen diskuteres i oppgaven.

Falch & Rønning (2011) anvender et datasett for 16 OECD land fra TIMSS 2007 for å undersøke effekten av hjemmelekser på prestasjoner i matematikk og naturfag. De finner en signifikant kausal effekt av hjemmelekser på elevprestasjoner på tvers av land. Videre finner de at modeller som ikke tar hensyn til uobserverte egenskaper ved læreren har en

¹OECD - Organisasjonen for økonomisk samarbeid og utvikling. Denne organisasjonen består av 34 medlemsland som kjennetegnes ved velutviklet markedsøkonomi, demokrati og relativt høyt inntektsnivå. Formålet for organisasjonen er å fremme en politikk som vil forbedre den økonomiske og sosiale trivselen for mennesker rundt om i verden, se <http://www.oecd.org/about/>.

tendens til å overestimere effekten av hjemmelekser. Holder disse resultatene overfor nyere data? Jeg vil i denne empiriske analysen undersøke hvorvidt resultatene deres er robuste overfor tid, datagrunnlag og modellspesifikasjoner. Jeg vil estimere en tilsvarende modell som Falch & Rønning (2011) basert på datamateriale fra TIMSS 2011. Undersøkelsen i 2011 er mer omfattende enn i 2007 og er utvidet med 10 OECD land. For å få så presise estimatorer som mulig, vil jeg i denne analysen utnytte den variasjonen som er tilgjengelig, det vil si at denne oppgaven analyserer effekten av hjemmelekser på elevprestasjoner med data for 25 OECD land.²

Gjennomsnittseffekten for alle OECD-land, viser at en elev som tildeles hjemmelekser hver dag øker elevprestasjonene med 2,44 poeng (omtrent 3 prosent av ett standardavvik) relativt til enn en elev som aldri tildeles hjemmelekser. For de elevene som får hjemmelekser er effekten lik på tvers av elevens kjønn. Når jeg spesifiserer utvalget til å gjelde nordiske land, finner jeg ingen gjennomsnittlig effekt av hjemmelekser. Derimot finner jeg en signifikant effekt av hjemmelekser for jenter (omtrent 12 prosent av et standardavvik) på elevprestasjoner. Det kan tyde på at jenter i Norden er mer pliktoppfyllende enn jenter i andre OECD-land. Resultatene indikerer også at grunnskoleelever i Norge med lavere sosioøkonomisk bakgrunn har større utbytte av å få mer hjemmelekser enn elever med høyere sosioøkonomisk bakgrunn.

1.1 Disposisjon

Disposisjonen i oppgaven er følgende. I kapittel 2 gir jeg en oversikt over tidligere litteratur. Kapittel 3 presenterer det teoretiske rammeverket. Kapittel 4 beskriver datamaterialet som ligger til grunn for analysen. I kapittel 5 diskuteres de økonometriske utfordringene og metodegrunnlag. Kapittel 6 presenterer de empiriske resultatene. Kapittel 7 avslutter med å konkludere.

²Skottland er det eneste landet som relativt til TIMSS 2007 ikke deltar i TIMSS 2011.

2 Tidligere litteratur

På den internasjonale arena er det empiriske forskningsarbeidet innen utdanningsøkonomi bredt og omfattende. Av økonomisk vekstteori er det gjennomgående at et lands utvikling står i sterkt relasjon til nivå på humankapital som innsatsfaktor. Det er derfor essensielt for et land å kunne tilby et avansert og kvalitetssikret nivå på utdanning. Mye av litteraturen i utdanningsøkonomi fokuserer på å implementere og finne robuste mål på kvalitet. Det er derimot begrenset med empiriske studier som ser på relasjonen mellom hjemmelekser og institusjonell kvalitet, hovedsaklig er disse studiene konsentrert til USA og fra andre disipliner enn utdanningsøkonomi.

I dette kapitlet blir noen studier som kan relateres til mitt empiriske fundament presentert. Kapitlet er delt opp i tre delkapitler som tar for seg henholdsvis studier gjennomført i USA, studier utenfor USA og til slutt en kort oppsummering.

2.1 Studier i USA

Harris Cooper mottok i 1986 støtte fra NSF (National Science Foundation) for å innhente og oppsummere forskningsstudier om effekten av hjemmelekser. Prosjektet resulterte i en, ved bruk av kvantitative synteseteknikker, komparativ gjennomgang av nært opp mot 120 ulike studier på effekten av hjemmelekser (Cooper, 1989a,b). Funnene indikerer en positiv effekt av hjemmelekser på elevprestasjoner, men effekten varierer betydelig i størrelse mellom klassetrinn. For elever i videregående skole er effekten sterk og nært dobbelt så stor som for ungdomsskoleelever. I grunnskolen finner Cooper ingen effekt av hjemmelekser på elevprestasjoner. Følgelig finner studien ingen klar relasjon som tyder på at hjemmelekser er mer effektivt i noen fag enn andre.

I en studie fra Tennessee undersøker Cooper et al. (1998) sammenhenger mellom holdninger til hjemmelekser, mengde hjemmelekser tildelt og fullført og elevprestasjoner. 709 elever, 82 lærere og foreldre deltok i undersøkelsen for utvalgte klassetrinn til og med videregående skole. Studien relaterer til hjemmelekser generelt uavhengig av fagområde hvor elevprestasjoner reflekteres gjennom standardiserte prøver og karakterer. Cooper et al. (1998) finner en positiv, men ikke statistisk signifikant relasjon mellom mengde hjemmelekser tildelt på lærernivå og elevenes gjennomsnittlige prestasjoner i barneskolen. Videre finner de en positiv, men ikke betydelig korrelasjon mellom mengden hjemmelekser faktisk fullført og elevprestasjoner.

Cooper, Robinson og Patall (2006) oppsummerer forskningsarbeid på effekten av hjemmelekser, gjennomført i USA i årene 1987 -2003. I de fleste tilfeller finner de en positiv og statistisk signifikant sammenheng mellom mengden hjemmelekser elever tildeles og prestasjoner i skolen, estimatene er konsistent med Cooper (1989). De konkluderer med at hjemmelekser kontra ingen hjemmelekser forbedrer elevenes prestasjoner, men korrelasjonen, som i de nevnte studiene over, er sterkere på ungdomsskolenivå enn for grunnskolen.³ I det sistnevnte tilfellet med hjemmelekser relativt til ingen hjemmelekser finner Cooper et al. (2006) en større effekt enn Cooper (1989).⁴

Eren og Henderson (2008) utnytter et nasjonalt datasett på individnivå, NELS:88 (National Education Longitudinal Study of 1988), med et representativt utvalg på omtrent 25,000 elever fra 8. klasse. Utvalget følges i fem perioder over 22 år og rapporterer inn data som omfatter informasjon rundt skole- og individuelle karakteristika, arbeidsforhold, sosio-økonomiske og geografiske forhold eksempelvis. Eren og Henderson (2008) sammenligner hjemmelekser mot mer tradisjonelle instrumenter som klassestørrelse og tid brukt til undervisning. De finner at hjemmelekser har en sterkere og mer statistisk signifikant effekt på elevprestasjoner enn de mer standardiserte faktorene. Videre tester de for heterogenitet, og konkluderer med at effektene varierer på tvers av subpopulasjoner. Hjemmelekser viser seg å være mindre effektivt for elever med gjennomsnittlig ambisjonsnivå enn for elever med relativt høyere og lavere ambisjoner.

En senere studie av Eren og Henderson (2011) adresserer problem med utelatte variable på elev- og lærernivå ved å utnytte en modell med faste elev- og lærer effekter. Deres studie, i likhet med studien i 2008, utnytter data fra NELS:88. De undersøker effekten av hjemmelekser på elevprestasjoner ved å tilfeldig tildele de respektive skolene i utvalget en fagkombinasjon bestående av to fag. Videre blir elevene testet i hvert av disse to fagene, resultatene legger grunnlag for elevenes prestasjoner. I kontrast til min analyse har Eren og Henderson valgt å utnytte variasjonen i hjemmelekser mellom mer differensierte fagkombinasjoner: matematikk/engelsk, matematikk/historie, naturfag/engelsk, naturfag/historie, noe som indikerer at en stor andel av utvalget ikke undervises av samme lærer innenfor de ulike fagfeltene. Dette gjør det likevel mulig å observere to mulige utfall for hver enkelt elev supplert med data på læreren i den gitte fagkombinasjonen.

³Slike korrelasjonsanalyser forklarer ikke hvor effekten ligger, bare at det er en form for sammenheng, som om mulig er spuriøs. Det kan da ikke argumenteres for kausalitet.

⁴Se Cooper et al. (2006), side 52 for diskusjon av disse resultatene.

Eren og Henderson finner, i fravær av faste elev (lærer) effekter, en nedadgående (oppadgående) skjevhet. De argumenterer for å finne en kausal effekt er det avgjørende å kontrollere for uobserverte egenskaper ved elevene og læreren. Videre er det kun hjemmelekser i matematikk som har en statistisk signifikant effekt på elevprestasjoner. Estimaten viser også en effekt av ytterligere hjemmelekser for elever med foreldre som har fullført videregående eller har noe høyere utdanning.

En eldre studie som utnytter faste eleveffekter med data fra NELS:88 er Aksoy og Link (2000). De estimerer blant effekten av elevenes tid brukt på et utvalg prosesser som forbindes med læring. Funnene indikerer en positiv og signifikant effekt av ukentlige timer brukt til hjemmelekser i matematikk, på elevprestasjoner i faget. Det samme gjelder for effekten av antall minutter eleven undervises daglig, som er undersøkt for et noe mindre delutvalg.

Grodner og Rupp (2013) gjennomfører et feltforsøk hvor økonomistudentene på et universitet i North Carolina tilfeldig ble fordelt inn i enten en behandlingsgruppe hvor hjemmelekser i form av innleveringer var påkrevd, eller i en kontrollgruppe hvor hjemmeleker var valgfritt. Begge gruppene deltok på samme forelesning, mottok identiske innleveringsoppgaver og tilgang på løsningsforslag. Elevene bestemte selv hvorvidt de ville fullføre disse oppgavene. Videre ble elevene delt inn i to kategorier hvor den ene kategorien bestod av elever som fullførte hjemmeleksene, og den andre av elever som delvis fullførte. 90 prosent av behandlingsgruppen gjennomførte 50 prosent eller mer av innleveringene i motsetning til kontrollgruppen hvor bare 6 prosent gjennomførte 50 prosent eller mer. Innleveringsraten falt utover i semesteret både for kontroll- og behandlingsgruppe.

De elevene som ble påkrevd å gjøre leker gjorde det gjennomsnittlig 5 til 6 prosent bedre enn kontrollgruppen. Effekten var spesielt høy for de elevene som i utgangspunktet gjorde det mindre bra. For de elevene som fullførte hjemmeleksene, tilsvarte effekten en økning lik en halv karakter. Grodner og Rupp argumenterer for at en jevn fordeling av innsats gjennom hele semesteret kombinert med tilbakemelding på innleveringer, slik at studenten får en forståelse av hva de må lese mer på, er en avgjørende faktor for den positive effekten.

2.2 Studier utenfor USA

Trautwein (2007) utnytter tre studier med tre forskjellige datagrunnlag, henholdsvis PISA (Programme for International Student Achievement), TIMSS og data fra videregående skoler i Berlin, for å adressere påstanden om at hjemmelekser er positivt relatert til elevprestasjoner. Resultatene indikerer at hjemmelekser på klassenivå har en positiv effekt på prestasjoner, og at tid brukt på hjemmelekser assosieres med positiv utvikling i elevprestasjoner på elevnivå. Videre finner han at elever som i en foregående periode har prestert dårlig bruker mer tid på hjemmelekser enn det motsatte. Dette kan forklares ved at det tar disse elevene lengre tid på å forstå og gjennomføre oppgaver.

En annen studie som utnytter TIMSS data er Rønning (2010). Studien hennes fokuserer på to sammenhenger for norske elever i grunnskolen. Først undersøker hun i hvilken grad tiden en elev bruker på hjemmelekser varierer mellom ulike sosioøkonomiske bakgrunner. Videre undersøker hun effekten av hjemmelekser på gjennomsnittlige elevprestasjoner ved å utnytte variasjon i tildeling av hjemmelekser innen elever på tvers av fag. Rønning (2010) argumenterer for at lite av litteraturen per dags dato ikke tar hensyn til andre egenskaper ved elevene og læreren som er korrelert med tildeling av hjemmelekser, og som påvirker elevprestasjonene. Resultatene indikerer en positiv effekt av hjemmelekser på elevprestasjoner. Effekten er statistisk signifikant på 5 prosentnivå. Videre observerer hun at elever med lav sosioøkonomisk bakgrunn presterer bedre jo mindre hjemmelekser de blir tildelt. Rønning (2010) argumenterer for at den negative effekten er drevet av en kombinasjon av blant annet mangel på motivasjon og faglig svake læringsmiljøer utenfor skolen.

Dettmers et al. (2009) analyserer sammenhengen mellom hjemmelekser og prestasjoner i matematikk på tvers av kulturer. Datagrunnlaget er hentet fra PISA 2003 og omfatter mer enn 200,000 elever i 40 land. Resultatene indikerer en positiv sammenheng mellom tiden eleven bruker på lekser og gjennomsnittlige prestasjoner på skolenivå i matematikk for majoriteten av landene. Dettmers et al. finner derimot ingen tydelig sammenheng på elevnivå. Korrelasjonen mellom tid brukt på hjemmelekser og sosioøkonomisk bakgrunn er positiv, noe som indikerer at elever i skoler med gjennomsnittlig høyere sosioøkonomisk status, bruker mer tid på hjemmelekser enn elever i skoler med gjennomsnittlig lavere sosioøkonomisk status.

2.3 Oppsummering

Mye av litteraturen som undersøker sammenhengen mellom hjemmelekser og elevprestasjoner er konsentrert til USA, og fra andre disipliner enn utdanningsøkonomi. Resultatene er varierende, og det er få studier som finner en effekt av lekser i grunnskolen. Nyere studier argumenterer for å ta hensyn til uobserverte egenskaper ved elevene og læreren som påvirker prestasjonene, og som er korrelert med tildeling av hjemmelekser.

3 Teoretisk rammeverk

I dette kapitlet vil jeg presentere det teoretiske rammeverket for analysen som ligger til grunn for modellen presentert i kapittel 5.1.

3.1 Generell modell

Med bruk av enkle paralleller til økonomisk teori, er det mulig å fremstille et teoretisk grunnlag for sammenhengen mellom elevers prestasjoner i skolen og faktorer som påvirker disse prestasjonene. I litteraturen som omhandler produktfunksjoner innen utdanningsøkonomi trekker forskere en analogi mellom prosessen ved å tilegne seg kunnskap og produksjonsprosessen i en bedrift (Todd og Wolpin, 2003). En bedrift er avhengig av innsatsfaktorer for å kunne produsere. Videre blir nivået på produksjonen determinert ut fra nivået på innsatsfaktorene. Denne sammenhengen er vist under hvor produksjonen Q er en funksjon F av mengden innsatsfaktorer X .

$$Q = F(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

Ved å ta utgangspunkt i Hanushek (2002) produktfunksjon for utdanning kan vi bruke denne analogien til å formulere en enkel sammenheng mellom resultater og innsatsfaktorer i utdanning:⁵

$$P_{it} = F[X_i(t), S_i(t), A_i] + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Ligning 1 identifiserer elev i på skole s for alle tidspunkt opp til tidspunkt t . P er utfallet av produksjonen er gitt som resultater på kognitive prøver. Disse resultatene er en funksjon F av kumulative elevspesifikke faktorer X og kumulative skolespesifikke faktorer S . A_i representerer tidsuavhengige individeffekter, ϵ_{it} er et stokastisk restledd.

Den tidsuavhengige individ effekten A_i kan tolkes som en elevs medfødte evner og anlegg. Variabelen er vanskelig å måle og vil derfor typisk ikke inngå direkte i en estimering av produktfunksjonen.

Videre antar vi at den kumulative produktfunksjonen $F[\cdot]$ ikke varierer med alderen til et individ. Eksempelvis vil det si at effekten av å ha en time privatundervisning i uken i 1. klasse på testresultat i 3. klasse, er den samme som effekten av å ha en time pri-

⁵Produktfunksjonene i oppgaven bygger på fremstillingene til Hanushek (2002) og Harris & Sass (2006). Se også Hanushek og Woessmann (2010) for empirisk identifisering.

vatundervisning i uken i 3. klasse på testresultat i 5. klasse. Innsatsfaktoren varierer kun mellom tidspunktet den innføres, og tidspunktet prøven besvares. Om vi i tillegg antar at den er additiv i leddene, kan vi skrive ligning (1) som:

$$P_{it} = \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 X_{it-1} + \cdots + \alpha_t X_{i1} + \beta_1 S_{it} + \beta_2 S_{it-1} + \cdots + \beta_t S_{i1} + A_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Vi ser at testresultat på tid t avhenger av egenskaper ved eleven og læreren på tid t og for alle foregående tidsperioder $t - 1$, $t - 2$, tilbake til tidspunkt $t = 1$. α_1 og β_1 er gitt som vektorer av forklaringsvariabler som gir effekten av gjeldende egenskaper på løpende testresultat. α_2 og β_2 er gitt som vektorer av forklaringsvariabler på tidspunkt $t - 1$, osv. Ulempen med en historisk modell som dette, er at den krever en enorm mengde data over flere tidsperioder.

Siden kunnskap akkumuleres over tid, adresserer Hanusheck (2002) det enorme kravet om data ved å argumentere for en value-added modellspesifikasjon. En slik modellspesifikasjon lar oss se på relasjonen mellom veksten i prestasjoner over en gitt periode, og innsatsfaktorene som påvirker denne veksten, heller enn nivået på prestasjoner på et bestemt tidspunkt.

3.1.1 Value-added spesifikasjon uten restriksjoner

Vi antar nå at effekten av tidligere egenskaper ved eleven og skolen er geometrisk avtagende med tid. Dette kan vi uttrykke ved å innføre en skalar Ω som har en verdi mellom $[0, 1]$. Ligning (2) kan da skrives som:

$$P_{it} = \alpha_1 X_{it} + \Omega \alpha_1 X_{it-1} + \cdots + \Omega^{t-1} \alpha_t X_{i1} + \beta_1 S_{it} + \Omega \beta_1 S_{it-1} + \cdots + \Omega^{t-1} \beta_t S_{i1} + A_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

I spesifikasjonen over er følgende uttrykt som $\alpha_1 = \Omega^0$, $\alpha_2 = \Omega^1 \alpha_1$, $\alpha_3 = \Omega^2 \alpha_1$ osv. Om vi tilbakedaterer ligning (3) og multipliserer hvert ledd med Ω får vi:

$$\begin{aligned} \Omega P_{it-1} = & \Omega(\alpha_1 X_{it-1}) + \Omega(\Omega \alpha_1 X_{it-2}) + \cdots + \Omega(\Omega^{t-2} \alpha_t X_{i1}) + \Omega(\beta_1 S_{it-1}) + \\ & \Omega(\Omega \beta_1 S_{it-2}) + \cdots + \Omega(\Omega^{t-2} \beta_t S_{i1}) + \Omega A_i + \Omega \epsilon_{it-1} \end{aligned} \quad (4)$$

Vi kan så trekke ligning (4) fra ligning (3) som gir:

$$\begin{aligned}
P_{it} - P_{it-1} = & [\alpha_1 X_{it} + \Omega \alpha_1 X_{it-1} + \dots + \Omega^{t-1} \alpha_t X_{i1} + \beta_1 S_{it} + \Omega \beta_1 S_{it-1} + \dots + \\
& \Omega^{t-1} \beta_t S_{i1} + A_i + \epsilon_{it}] - [P_{it-1} = \Omega(\alpha_1 X_{it-1}) + \Omega(\Omega \alpha_1 X_{it-2}) + \dots + \\
& \Omega(\Omega^{t-2} \alpha_t X_{i1}) + \Omega(\beta_1 S_{it-1}) + \Omega(\Omega \beta_1 S_{it-2}) + \dots + \\
& \Omega(\Omega^{t-2} \beta_t S_{i1}) + \Omega A_i + \Omega \epsilon_{it-1}]
\end{aligned} \tag{5}$$

Om vi samler ledd, forenkler og legger til P_{it-1} på begge sider får vi:

$$P_{it} = \alpha_1 X_{it} + \beta_1 S_{it} + \rho A_i + \Omega P_{it-1} + \eta_{it} \tag{6}$$

I denne ligningen er parameteren foran A_i gitt som $\rho = (1 - \Omega)$. Restleddet er uttrykt følgende $\eta_{it} = (\epsilon_{it} - \epsilon_{it-1})$. Vi ser at kravet til historisk data er redusert. P_{it-1} vil her fange opp effekten av egenskaper ved eleven og skolen for tidligere tidsperioder. Et problem her er at tilbakedatert testresultat P_{it-1} vil være endogent gitt.⁶

3.1.2 Value-added spesifikasjon med restriksjoner

Vi gjør nå en antagelse om at egenskaper ved foregående perioder ikke har en avtagende effekt på løpende testresultat ved at $\Omega = 1$. Den individspesifikke faste effekten faller da bort, ved at $\rho = (1 - \Omega) = 0$. Om vi trekker P_{it-1} fra begge sider av ligning (6) får vi:

$$P_{it} - P_{it-1} = \Delta P = \alpha_1 X_{it} + \beta_1 S_{it} + \eta_{it} \tag{7}$$

Vi ser at ligning (7) er gitt på vekstform. Problemet med utelatt variabel er eliminert og spesifikasjonen kan i utgangspunktet estimeres med OLS.⁷ Som i det foregående tilfellet, begrenser tilgangen på historiske data seg til mål på tidligere testresultat.

3.1.3 Samtidsspesifikasjon

Et annet alternativ er en samtidsspesifikasjon. En slik spesifikasjon gjør en streng antagelse om at egenskaper ved eleven og skolen på tidligere tidsperioder, ikke har noen effekt på løpende testresultater, $\Omega = 0$.

$$P_{it} = \beta_x X_i^t + \beta_s S_i^t + A_i + v_{it} \tag{8}$$

⁶ P_{it-1} er korrelert med ϵ_{it-1} som inngår i η_{it} , dette betyr at $cov(P_{it-1}, \eta_{it}) \neq 0$.

⁷Forutsetninger for OLS, se kapittel 5.2.

Denne varianten har ingen krav til historiske data og er i så måte enkel å anvende. Dessverre observerer vi et potensielt utelatt variabelproblem ved at $(1 - \Omega)A_i = A_i$. Om A_i er korrelert med løpende prestasjoner, vil OLS gi skjeve estimater.

3.2 Oppsummering

En empirisk modell begrenses av tilgangen på data. Forutsetningene bak de forskjellige spesifikasjonene er ikke nødvendigvis realistiske, men i fravær av tilstrekkelig data, er det en god tilnærming. Modellen som utnyttes i denne oppgaven bygger på en variant av en samtidsspesifikasjon. Hvis antagelsen om ingen effekt av egenskaper på tidligere tidspunkt ikke er realistisk, vil modellen underestimere effekten av egenskaper ved eleven og læreren.

4 Data

Dette kapitlet tar for seg datamaterialet som er anvendt i den empiriske analysen. Jeg vil i delkapittel 5.1 forklare nærmere rundt kilden til datamaterialet. I delkapittel 5.2 beskriver jeg den avhengige variabelen som er brukt i analysen. I delkapittel 5.3 og 5.4 redegjør jeg for henholdsvis forklaringsvariabler og kontrollvariabler. Deskriptiv statistikk er oppsummert i Appendiks tabell A.1.

4.1 TIMSS 2011

Data som er brukt i analysen, er hentet fra TIMSS (Trends in International Mathematics and Science Study), som er en internasjonal sammenlignbar undersøkelse i skolesektoren gjort av IEA (International Association for the Evaluation of Educational Achievement).⁸ I denne undersøkelsen testes elever fra 4. og 8. klasse i matematikk og naturfag fra 63 land. Den delen av TIMSS som omfatter elevenes prestasjoner, kommer fra prøver som elevene selv har besvart. Utover dette er det, på bakgrunn av spørreundersøkelser, innhentet informasjon om egenskaper ved skole, elev- og lærere. I kontrast til tidligere er det av året blitt gjennomført en undersøkelse av elevenes foreldre. Utvalget her er betydelig mindre enn for de andre kategoriene og er neglisjert i hovedanalysen.⁹ I likhet med Falch og Rønning (2011), har jeg valgt å benytte informasjonen for elevene som går i 4. klasse da det både er mer gjennomgående at elevene har samme lærer i matematikk og naturfag for dette klassetrinnet, samt at variasjonen i tildeling av hjemmelekser er større for dette utvalget. Hovedandelen av elevene i 4. klasse er født i år 2001 (58.2 prosent) og 2000 (37.1 prosent) (se Appendiks A.1: tabell A1).

Siden TIMSS 2011 data er delt opp i kategorier på ulike nivå for hvert enkelt land, har jeg valgt å bygge datasettet i to omganger. Først har jeg aggregert data på elevenes egenskaper for alle land, det samme er blitt gjort for data på lærernes egenskaper. Deretter har jeg koblet sammen elev- og lærerdata. Jeg kan da identifisere mengden hjemmelekser hver enkelt elev tildeles.

For å få et tilnærmet likt utgangspunkt, med lave kulturelle og kontekstuelle forskjel-

⁸TIMSS 2011 data er hentet fra, <http://www.timss.com>.

⁹For regresjonsutvalget inngår kun 15 av 25 land i den delen som omfatter informasjon om og rundt foreldre. Informasjonen som hadde vært relevant å dra nytte av her, er foreldres inntekt og utdanningsnivå. Disse to kategoriene er assosiert med systematisk høy andel av observasjoner med høy utdanning og statusyrker. Frykt for at utvalget ikke representerer populasjonen er derfor stor.

ler, har jeg kun valgt å inkludere land som er medlem av OECD. TIMSS 2011 gir et utvalg på 25 OECD land. I forhold til Falch og Rønning (2011) som har brukt data-materiell fra TIMSS 2007, er ytterligere 10 OECD land inkludert i undersøkelsen. Disse landene er Chile, Finland, Irland, Sør-Korea, Polen, Portugal, Slovenia, Spania, Tyrkia og Belgia. Skottland er det eneste landet som relativt til TIMSS 2007, ikke er inkludert i TIMSS 2011. En liste over alle landene finnes i tabell 1. Før jeg pålegger datamaterialet restriksjoner, utgjør det initielle datagrunnlaget 147,672 observasjoner.

Siden denne studien bygger på en modell med faste elev- og lærereffekter, ekskluderer jeg de elevene som er registrert med mer enn en lærer, og som ikke har samme lærer i både matematikk og naturfag. Hver enkelt elev vil da bli tildelt hjemmelekser i matema-tikk og naturfag av samme lærer. I tillegg utelates noen få observasjoner med manglende verdier for kontrollvariablene, se nærmere beskrivelse under. Samlet utgjør dette 64,113 observasjoner (43.4 prosent) av det initielle datagrunnlaget. Regresjonsutvalget for den empiriske analysen består da av 83,559 elevobservasjoner fordelt på 25 OECD-land.

Når vi reduserer datagrunnlaget med så mange observasjoner, vil det være en bekym-ring at regresjonsutvalget ikke er representativt. I tabell A2 i appendikset presenteres prosentvis andel av elever som tildeles hjemmelekser i matematikk og naturfag, aggregert for alle land. Av tabellen ser vi at forskjellen mellom indikatorene for hjemmelekser i re-gresjonsutvalget i forhold til det initielle datagrunnlaget, er drevet av andelen manglende verdier. Når vi kontrollerer for de manglende verdiene (kolonne (3)) ser vi at indikatorene for hjemmelekser er tilnærmet lik. Dette gjør det rimelig å anta at regresjonsutvalget er representativt.

4.2 Avhengig variable

Den avhengige variabelen som benyttes i denne analysen er elevens testresultat i matema-tikk og naturfag. For hvert enkelt individ har det ved bruk av en metode kalt IRT (Item Response Theory), blitt kalkulert fem "plausible verdier" for elevens ferdigheter i hvert av fagene.¹⁰ I denne analysen er gjennomsnittet av disse fem plausible verdiene brukt til å danne en enkelt variabel som reflekterer elevens prestasjoner i det gitte faget. Disse gjennomsnittene med tilhørende standardavvik i parenteser er fremstilt separat for hvert

¹⁰IRT - En multippel imputeringsmetode som tar høyde for begrenset informasjon vedrørende den enkelte elev, og som gjør det mulig å fange opp uvanlige elementegenskaper som kan signalisere feil eller ukarakteristiske trender, se www.timss.com.

fag i tabell 1.

Testresultatene i TIMSS er skalert til å ha et internasjonalt gjennomsnitt på 500 og et standardavvik på 100. Det framgår av tabell 1 at gjennomsnittet til testresultatene i regresjonsutvalget er noe høyere både i matematikk (518) og naturfag (522). Vi ser også at standardavvikene til testresultatene i de respektive fagene er betydelig lavere enn referansen på 100. Et spørsmål blir om de høyere gjennomsnittlige testresultatene skyldes reduksjonen i data, eller begrensningen til OECD land. Vi ser av tabell A3, som presenterer elevprestasjoner i gjennomsnitt aggregert for alle land, at forskjellen mellom det initielle datagrunnlaget og regresjonsutvalget, er minimal. Differansen mellom de to utvalgene tilsvarer 3 poeng i begge fag, omtrent 4 prosent av et standardavvik. Vi kan dermed anta at størrelsen på gjennomsnittlige elevprestasjoner skyldes begrensningen om kun å inkludere OECD land.

Av tabell 1 fremkommer det at Sør-Korea har det høyeste gjennomsnittet i elevprestasjoner både i matematikk (606) og naturfag (588). Chile og Tyrkia er de to landene som presterer gjennomsnittlig dårligst i henholdsvis matematikk (473) og naturfag (467). Belgia er det landet som gjør det relativt best i matematikk i forhold til naturfag, hvor elevene gjør det gjennomsnittlig 41 poeng bedre i matematikk. Sverige er det landet som gjør det relativt best i naturfag, hvor elevene gjør det gjennomsnittlig 27 poeng bedre i naturfag enn i matematikk. Vi ser av kolonne (4) aggregert for alle land at differansen mellom matematikk og naturfag (-4) indikerer at elevene i regresjonsutvalget gjennomsnittlig presterer marginalt høyere i naturfag enn i matematikk. Størrelsesordenen på standardavvikene i matematikk (78) og naturfag (76) er tilnærmet like. Testresultatene samlet for alle land i 2011 varierer i liten grad fra resultatene i TIMSS 2007 representert i tabell A3.

Tabell 1: Elevprestasjoner i gjennomsnitt

Land	Matematikk	Naturfag	(Matematikk– Naturfag)
Alle land	518 (78)	522 (76)	-4 (38)
Australia	517 (83)	517 (76)	-1 (34)
Østerriket	506 (59)	528 (67)	-22 (30)
Chile	473 (83)	490 (79)	-17 (33)
Tsjekkia	516 (68)	540 (67)	-25 (32)
Danmark	537 (67)	528 (67)	9 (38)
Finland	548 (63)	571 (60)	-24 (34)
Tyskland	530 (57)	530 (62)	1 (31)
Ungarn	522 (84)	540 (80)	-18 (32)
Irland	524 (75)	513 (75)	12 (32)
Italia	505 (69)	522 (71)	-16 (35)
Japan	585 (67)	559 (57)	26 (32)
Sør-Korea	606 (64)	588 (61)	18 (35)
Nederland	541 (48)	532 (46)	9 (26)
New-Zealand	487 (79)	496 (80)	-9 (36)
Norge	494 (65)	494 (60)	1 (33)
Polen	486 (69)	510 (73)	-24 (31)
Portugal	532 (63)	522 (65)	10 (29)
Slovakia	503 (78)	528 (77)	-25 (29)
Slovenia	511 (65)	518 (71)	-7 (28)
Spania	485 (66)	509 (67)	-24 (34)
Sverige	503 (65)	530 (71)	-27 (35)
Tyrkia	474 (92)	467 (90)	7 (36)
USA	541 (71)	542 (73)	-1 (35)
England	536 (83)	522 (76)	14 (38)
Belgia	551 (55)	509 (53)	41 (31)

Datamaterialet representerer regresjonsutvalget og er beregnet ut ifra plausible verdier (IRT) i TIMSS 2011. Standardavvik er gitt i parenteser.

4.3 Forklaringsvariabler

Falch og Rønning (2011) utnytter i sin studie at lærerne som deltok i TIMSS 2007 undersøkelsen, blir spurt om hvor mange undervisningstimer de tildeler hjemmelekser. Dette spørsmålet er definert noe annerledes i TIMSS 2011 undersøkelsen, hvor lærerne blir spurt om hvor mange dager i uken de tildeler hjemmelekser. Lærerne blir stilt ovenfor følgende spørsmål: "Hvor ofte pleier du å tildele hjemmelekser til elevene i din klasse?". Videre har lærerne følgende fem svaralternativer; "Hver dag", "3 til 4 dager i uken", "1 til 2 dager i uken", "Mindre enn en dag i uken" og "Jeg tildeler ikke hjemmelekser".

Tabell 2 og 3 oppsummerer prosentandelen av elever som blir tildelt hjemmelekser i matematikk og naturfag, samt antall observasjoner på landnivå for regresjonsutvalget. For det initielle datagrunnlaget se appendiks tabell A2. 61,4 prosent av lærerne rapporterer at de tildeler elevene sine hjemmelekser i matematikk 3 til 4 dager i uken eller hver dag. 3,2 prosent av lærerne tildeler ikke hjemmelekser. 60,5 prosent svarer at de tildeler hjemmelekser i naturfag mindre enn en gang i uken eller aldri. 0,7 prosent av lærerne svarer at de gir hjemmelekser hver dag i naturfag. Det er tydelig at mengden hjemmelekser tildelt i matematikk er mer omfattende enn i naturfag

I Tyskland tildeles 78,1 prosent av elevene hjemmelekser i matematikk hver eneste dag. Det gjør Tyskland til det landet hvor det blir gitt mest lekser i dette faget. Ut i fra prestasjoner i matematikk, ligger Tyskland (530) over snittet for OECD land (518). Selv om nederlandske elever får minst hjemmelekser av samtlige OECD-land, gjør de det bedre enn tyske elever i matematikk med et gjennomsnittlig testresultat på 541 poeng. Spania er det landet som gir mest hjemmelekser i naturfag hvor 43,2 prosent av elevene tildeles hjemmelekser 3 til 4 dager i uken eller mer. Likevel presterer spanske elever under gjennomsnittet i naturfag for OECD-land. Minst mengde hjemmelekser i uken er det danske elever som får, hele 71,5 prosent av elevene blir aldri tildelt hjemmelekser. Likevel ligger prestasjonene (528 poeng) godt over hva som er gjennomsnittet for OECD-land i naturfag.

Tabell 2: Prosent av elever som blir tildelt hjemmelekser i matematikk

Land	Hver dag	3 til 4 dager i uken	1 til 2 dager i uken	Mindre enn en dag i uken	Ingen hjemmelekser	Obser- vasjoner
Matematikk						
Alle land	26.0	35.4	30.3	5.2	3.2	83559
Australia	20.1	13.9	45.6	10.6	9.9	2953
Østerriket	42.5	44.1	11.8	0.0	1.6	4030
Chile	7.5	26.5	47.0	13.2	5.8	3075
Tsjekkia	2.5	26.0	70.0	1.5	0.0	3300
Danmark	6.3	20.4	58.2	14.0	1.1	1441
Finland	10.3	89.1	0.7	0.0	0.0	3443
Tyskland	78.1	16.7	4.2	1.1	0.0	1906
Ungarn	46.5	47.2	6.0	0.0	0.3	3037
Irland	63.0	32.0	5.0	0.1	0.0	4369
Italia	15.4	32.2	49.0	3.5	0.0	2583
Japan	50.3	42.1	1.6	4.5	1.5	2050
Sør-Korea	1.8	21.5	50.3	19.9	6.6	3234
Nederland	0.0	1.4	25.7	27.4	45.5	1746
New-Zealand	16.5	12.0	40.9	15.0	15.6	3918
Norge	9.1	38.1	52.9	0.0	0.0	1406
Polen	53.6	38.3	7.2	0.9	0.0	4828
Portugal	9.5	47.1	40.3	1.5	1.6	3764
Slovakia	14.9	60.0	18.8	6.4	0.0	2923
Slovenia	52.2	46.2	1.7	0.0	0.0	4265
Spania	37.1	38.0	21.7	1.0	2.2	3271
Sverige	0.0	0.9	71.8	23.0	4.2	1885
Tyrkia	13.0	47.4	37.1	2.1	0.4	6567
USA	40.1	42.0	15.7	0.4	1.9	7350
England	1.4	0.0	83.7	11.5	3.4	1812
Belgia	1.5	22.3	68.8	7.4	0.0	4403

Tallene som inngår i denne tabellen er beregnet ut fra data tilgjengelig i TIMSS 2011 internasjonale database. Tallene representerer regresjonsutvalget.

Tabell 3: Prosent av elever som blir tildelt hjemmelekser i naturfag

Land	Hver dag	3 til 4 dager i uken	1 til 2 dager i uken	Mindre enn en dag i uken	Ingen hjemmelekser	Obser- vasjoner
Naturfag						
Alle land	0.7	5.8	33.0	38.0	22.5	83559
Australia	0.0	0.0	4.8	29.5	65.7	2953
Østerriket	0.0	1.1	9.5	55.9	33.5	4030
Chile	2.9	9.7	50.2	32.3	4.9	3075
Tsjekkia	0.0	0.0	21.4	73.9	4.7	3300
Danmark	0.0	0.0	4.0	24.6	71.5	1441
Finland	1.6	22.9	68.7	6.1	0.7	3443
Tyskland	1.0	2.3	33.7	49.6	13.4	1906
Ungarn	3.0	1.5	86.8	8.6	0.0	3037
Irland	0.0	0.0	13.7	48.3	38.0	4369
Italia	0.2	0.0	64.4	31.0	4.5	2583
Japan	0.0	0.0	2.2	71.4	26.4	2050
Sør-Korea	0.0	0.0	11.3	64.7	24.0	3234
Nederland	0.0	0.0	0.0	33.5	66.5	1746
New-Zealand	0.0	0.0	0.4	33.3	66.4	3918
Norge	0.0	0.0	23.0	42.2	34.8	1406
Polen	0.0	0.7	43.0	54.3	2.0	4828
Portugal	1.5	2.8	62.4	23.7	9.7	3764
Slovakia	0.0	1.9	40.5	42.9	14.7	2923
Slovenia	0.9	0.0	56.3	39.6	3.2	4265
Spania	4.4	38.6	40.1	10.7	6.2	3271
Sverige	0.0	0.0	10.0	43.8	46.3	1885
Tyrkia	1.6	29.0	65.3	3.3	0.8	6567
USA	0.0	3.0	23.5	41.2	32.3	7350
England	0.0	0.0	4.7	55.1	40.2	1812
Belgia	0.0	0.0	11.4	58.9	29.7	4403

Tallene som inngår i denne tabellen er beregnet ut fra data tilgjengelig i TIMSS 2011 internasjonale database. Tallene representerer regresjonsutvalget.

4.4 Kontrollvariabler

I dette delkapitlet skal jeg forklare de ulike kontrollvariablene som inngår i den empiriske analysen. I avsnitt 4.4.1 presenterer jeg variabler på elevnivå. I avsnitt 4.4.2 presenterer jeg variabler på lærer/klassenivå.

4.4.1 Kontrollvariabler på Elevnivå

Bøker i hjemmet er en gruppe dummyvariabler som implementeres som en proxy på elevens sosioøkonomiske bakgrunn. Ut i fra illustrasjoner, har elevene rapportert inn hvor mange bøker som finnes i hjemmet. 11 prosent har ingen eller få bøker (0-10), 23, 5 prosent har tilsvarende en vegghylle med bøker (11-25), 34,1 prosent har en bokhylle (26-100), 16,4 har tilsvarende to bokhyller (101-200), mens 12,9 prosent har tilsvarende tre eller flere bokhyller (200+). Den laveste andelen av elever har ingen eller få bøker, mens den høyeste andelen av elever har tilsvarende en bokhylle. 2,1 prosent av observasjonene har manglende verdier, se Appendiks tabell A.1.

Hvor ofte test-språket snakkes hjemme er en gruppe med dummyvariabler, som er en proxy på elever med minoritetsbakgrunn. 75,5 prosent av elevene rapporterer at de "Alltid eller nesten alltid" snakker det samme språket som prøven blir gitt på, hjemme. 15,6 prosent svarer at de noen ganger snakker det samme språket hjemme, mens 2,1 prosent aldri snakker det samme språket hjemme. I analysen er de to siste kategoriene slått sammen til en kategori, "Noen ganger eller aldri". Andelen manglende verdier er 6,9 prosent.

Fødselsår er en variabel som viser hvilket år elevene er født. Den eldste innrapporterte eleven er født i 1996, den yngste i 2004. Variabelen er omdefinert til en gruppe med fire dummyvariabler. 2,51 prosent av elevene er født i 1999 eller tidligere. 37,1 prosent er født i år 2000, 58,2 prosent er født i år 2001, mens 2,3 prosent er født i år 2002 eller senere. Forskjellig skolepolitikk på tvers av OECD-landene som deltok i undersøkelsen, gir grunnlag for variasjonen i elevenes fødselsår fordi det er 4. klassinger som testes.

Gutt er en dummyvariabel som angir elevens kjønn. Andelen gutter og jenter er henholdsvis 50,6 og 49,4 prosent. Andelen manglende observasjoner er lik null. Som det fremgår, er manglende observasjoner for kontrollvariablene kodet som en egen kategori. Dette gjelder imidlertid ikke for tilfellene der det mangler informasjon for mindre enn 30 elever. Da er observasjonene utelatt.

4.4.2 Lærer/klassenivå

Kvinne er en dummyvariabel som angir lærerens kjønn. Andelen kvinner og menn er henholdsvis 81,8 og 18,1 prosent. Manglende verdier i regresjonsutvalget, er rapportert inn til 0,2 prosent. Dette er et betydelig avvik fra det initiale utvalget hvor hele 7,6 prosent av lærerne står oppført med manglende verdier. Lærerne som ikke har oppgitt kjønn har, heller ikke oppgitt omfang på lekser.

Alder for lærere viser til seks dummyvariabler som forteller om læreren er 24 år eller yngre, 25-29, 30-39, 40-49, 50-59 eller 60 år eller eldre. Tabell A.1 viser at den laveste andelen av lærerne er 24 år eller yngre, mens den største andelen av lærerne er mellom 40 og 49 år gamle. 0,3 prosent av observasjonene mangler verdier.

Klassestørrelse er en kontinuerlig variabel, som viser størrelsen på elevens klasse. Variabelen har et gjennomsnitt på 24,6 med et standardavvik på 7,1. Dette impliserer at mesteparten av elevene går i en klasse på mellom 18 og 32 elever. Variabelen er omdefinert til to dummyvariabler som forteller om eleven går i en liten klasse med 19 elever eller mindre, eller en stor klasse med 20 elever eller mer. 19,5 prosent av elevene går i en liten klasse, mens 78,3 går i en stor klasse. 2,2 prosent av observasjonene mangler verdier.

Utdanning er en gruppe dummyvariabler som, basert på ISCED (International Standard Classification of Education), beskriver lærerens utdanningsnivå.¹¹ TIMSS 2011 viser til 6 ISCED nivåer, disse nivåene varierer på tvers av land. Nivå 6 er det høyeste oppnåelige nivået og tilsvarende for USA mastergrad, doktorgrad eller lignende. For Norge tilsvarende nivå 6 doktorgrad. For å kunne samle de lærerne som har tilsvarende utdanning, har jeg tilnærmet de seks nivåene til fire dummyvariabler. Sekundær utdanning eller lavere tilsvarende fullført videregående/yrkesrettet utdanning eller lignende, eller lavere. Tertiær utdanning, kort, tilsvarende fagskole, universitet eller høyskole mindre enn tre år. Tertiær utdanning, mellomlang, tilsvarende universitet eller høyskole tre år eller mer (bachelorgrad), men ikke mastergrad. Tertiær utdanning, lang, tilsvarende oppnådd mastergrad, doktorgrad eller lignende. 2,9 prosent av lærerne rapporterer at de har sekundær utdanning eller lavere. 10,3 prosent har tertiær utdanning, kort. 57,3 prosent har tertiær utdanning, mellomlang. 28,9 prosent har tertiær utdanning, lang. 0,7 prosent har manglende verdier. Den største an-

¹¹ISCED - Er et statistisk rammeverk for å organisere og sammenligne utdanningsstatistikk på et nasjonalt og internasjonalt plan. ISCED driftes av UNESCO (the United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization).

delen av lærerne har tertiær utdanning, mellomlang. Den laveste andelen av lærerne har sekundær utdanning eller lavere. Det er gjennomgående at andelen manglende verdier er mer omfattende på lærer/klassenivå enn elevnivå.

I tillegg inkluderes en vektor med dummyvariabler spesifikt for hvert land i utvalget. Ved å inkludere faste landeffekter, kan jeg isolere og trekke ut variasjonen innen hvert land.

4.5 Oppsummering

Restriksjonene som pålegges data gjør at regresjonsutvalget er betydelig redusert i forhold til det initiale datagrunnlaget. En bekymring vil da være at regresjonsutvalget ikke er representativt. Påstanden undersøkes og frykten viser seg å være uberettiget. Ved å studere deskriptiv statistikk finner vi ingen klar sammenheng mellom mengden hjemmelekser tildelt og elevprestasjoner.

5 Økonometriske utfordringer

Dette kapitlet skal redegjøre for utfordringer ved TIMSS 2011 i et økonometrisk perspektiv. Valg av metoder for å adressere disse utfordringene vil bli presentert og diskutert. Jeg starter med å introdusere grunnmodellen for analysen. I delkapittel 5.2 vil jeg presentere OLS metoden, som er utgangspunktet for den empiriske analysen. Presentasjonen følger fremstillingen i Wooldridge (2009). Delkapittel 5.3 redegjør for potensielle kilder til endogenitet. Delkapittel 5.4 presenterer metoden brukt i hovedanalysen. I delkapittel 5.5 undersøkes forutsetningen om at hjemmelekser er tilfeldig tildelt. Videre adresseres problem med manglende verdier, heteroskedastisitet og til slutt en kort oppsummering.

5.1 Anvendt modell

I og med at TIMSS 2011 er et tverrsnittsdatasett, er det ikke mulig å utnytte en value-added modellspekifisering som vist til i kapittel 3. Falch & Rønning (2011) sin modell er en videreutviklet variant av en samtidsspekifisering, se kapittel 3.1.3. Da formålet til denne oppgaven er å robusthetsteste deres resultater for nyere data, velger jeg å benytte samme grunnmodell. Modellen er definert lineær og additiv i leddene:

$$P_{ifkl} = \delta^x X_{ikl} + \delta^z Z_{kl} + \beta_j H_{fkl} + \delta_f^l L_l + \varphi_i + \eta_k + \varepsilon_{ifkl} \quad (9)$$

P er testresultater, for elev i i fag $f = 1, 2$ ($1 = \text{matematikk}$ og $2 = \text{naturfag}$) med lærer k i land l .¹² X_{ikl} er en vektor for observerte egenskaper ved eleven, Z_{kl} er en vektor for observerte egenskaper ved læreren og klasse. H_{fkl} er en vektor med dummy variabler for andelen hjemmelekser tildelt:

$$H = \begin{pmatrix} h^5 \\ \vdots \\ h^{0.5} \end{pmatrix}$$

Hvor h^\square angir antall dager i uken eleven tildeles hjemmelekser; $h^5 =$ hver dag, $h^{3.5} =$ 3 til 4 dager i uken, $h^{1.5} =$ 1 til 2 dager i uken, $h^{0.5} =$ mindre enn en dag i uken, ingen hjemmelekser er referansekategorien. L_l er en vektor med dummyvariabler for hvert land, hvor effekten av hjemmelekser antas å variere på tvers av land og fag. φ_i og η_k representerer henholdsvis faste elev og lærer/klasse effekter. Parametrene δ^x , δ^z , β_j og δ_f^l er gitt som vektorer av koeffisienter. ε_{ifkl} er et stokastisk restledd.

¹²Siden elever med mer enn en lærer er ekskludert fra det anvendte datasettet, definerer læreren også elevens klasse, se kapittel 4.

5.2 OLS

En multippel regresjonsmodell gir oss muligheten til å undersøke sammenhengen mellom en, eller flere forklaringsvariabler og en avhengig variabel, hvor andre faktorer som simultant påvirker den avhengige variabelen kan kontrolleres for.¹³ For å kunne estimere parametrene som inngår i modellen, kan vi anvende en metode som går ut på å minimere summen av kvadrerte avvik, denne metoden kalles OLS (Ordinary Least Squares). For at OLS skal kunne gi konsistente og forventningsrette estimatorer, må noen forutsetninger være oppfylt.

Tar utgangspunkt i en forenklet form av grunnmodellen gitt ved ligning (9), hvor vi foreløpig ser bort fra faste effekter:

$$P_{ifkl} = \alpha_0 + \delta^x X_{ikl} + \delta^z Z_{kl} + \beta_j H_{fkl} + v_{ifkl} \quad (10)$$

Første forutsetning *MLR.1* (Multiple Linear Regression) krever at modellen er lineær i parameterne α_0 , δ^x , δ^z og β_j . *MLR.2* forutsetter at regresjonsutvalget er tilfeldig trukket fra populasjonen. *MLR.3* sier at ingen av forklaringsvariablene kan uttrykkes som en perfekt lineær sammenheng av hverandre. Om dette er tilfellet, har vi perfekt multikolinaritet, og modellen kan ikke estimeres med OLS. Den siste forutsetningen for at OLS skal gi forventningsrette og konsistente estimatorer *MLR.4*, forutsetter at forventningsverdien til restleddet betinget de uavhengige variablene, er lik null:

$$E(v|X, Z, H) = 0$$

Å utelate en relevant faktor som påvirker den avhengige variabelen og som er korrelert med en eller flere av de uavhengige variablene, vil forårsake brudd på *MLR.4*. Denne problemstillingen vil bli nærmere diskutert i delkapittel 5.3.1.

De neste forutsetningene omhandler variansen til OLS estimatorene. *MLR.5* forutsetter homoskedastisitet, som innebærer at variansen til restleddet er konstant gitt verdien på de uavhengige variablene:

$$Var(v|X, Z, H) = \sigma^2$$

¹³Anvendelse av en slik modell er fordelaktig når man skal finne ceteris paribus effekten av en hendelse på en annen hendelse, altså effekten alt annet gitt.

Restleddet i ligning (9) kan testes for heteroskedastisitet ved en Brausch-Pagan test.¹⁴ *MLR.1 – MLR.5* kalles Gauss-Markov forutsetningene. *MLR.6* bygger på kravet om tilfeldig utvalg, som sier at restleddene skal være uavhengige mellom individ:¹⁵

$$\text{Cov}(v_i, v_j | X, Z, H) = 0, \forall i \neq j$$

En siste forutsetning *MLR.7* forutsetter at restleddet er normalfordelt med gjennomsnitt 0 og varians σ^2 :

$$v \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$$

MLR.7 forutsetter implisitt *MLR.4* og *MLR.5*. Ved å anvende sentralgrenseteoremet kan vi anta at OLS estimatorene er tilnærmet normalfordelt ved tilstrekkelig store utvalg, dette innebærer at denne forutsetningen neglisjeres.

5.3 Potensielle kilder til endogenitet

I dette delkapitlet gjøres det rede for potensielle brudd på forutsetningen om eksogenitet gitt det empiriske datagrunnlaget. Fremstillingen følger Wooldridge (2009).

5.3.1 Utelatt variabel

For å kunne gi et enkelt eksempel på problem som følge av utelatt variable, forenkler vi modellen gitt ved ligning (9) og antar at den sanne modellen er gitt som

$$P_i = \alpha_0 + \beta_1 H_i + \beta_2 \varphi_i + v_i$$

Modellen uttrykker at prestasjonene P_i til elev i avhenger av hvor mye hjemmelekser H_i eleven tildeles, samt uobserverte egenskaper ved eleven gitt ved φ_i . Vi antar at modellen tilfredsstillende forutsetningene for konsistente og forventningsrette estimatoerer ved OLS. Problemet vårt er at vi har estimert den underspesifiserte modellen hvor φ_i ikke observeres og derfor utelates, gitt ved

$$\tilde{P}_i = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\beta}_1 H_i$$

Vi har dermed utelatt en relevant forklaringsvariabel som antas å forklare noe av variasjonen i elevens prestasjoner, og som er korrelert med tildeling av hjemmelekser. Dette er et direkte brudd på eksogenitetsforutsetningen gitt ved *MLR.4*. Som følge av dette vil

¹⁴En Brausch-Pagan test utføres ved å sette opp en hjelperegresjon for restleddet som deretter estimeres. Nullhypotesen blir $H_0 = E(v^2 | X, Z, H) = \sigma^2$.

¹⁵Forutsetningen er hentet fra Bårdsen & Nymoen: "Innføring i økonometri" (2011).

$\tilde{\beta}_1$ være forventningsskjev og inkonsistent. Den estimerte koeffisienten til H_i vil da være uttrykt som

$$\tilde{\beta}_1 = \beta_1 + \beta_2 \frac{\sum_{i=1}^n (H_i - \bar{H})(\varphi_i - \bar{\varphi}_i)}{\sum_{i=1}^n (H_i - \bar{H})^2} + \frac{\sum_{i=1}^n (v_i + \bar{v}_i)(H_i - \bar{H})}{\sum_{i=1}^n (H_i - \bar{H})^2}$$

Når de empiriske momentene går mot de teoretiske momentene når antall observasjoner går mot uendelig, så følger det at

$$\Rightarrow \text{plim}_{n \rightarrow \infty}(\tilde{\beta}_1) = \beta_1 + \beta_2 \frac{\text{Cov}(H_i, \varphi_i)}{\text{Var}(H_i)} = \beta_1 + \beta_2 \hat{\psi} \quad (11)$$

Videre tar vi forventningen til $\tilde{\beta}_1$ på begge sider

$$\Rightarrow E(\tilde{\beta}_1) = \beta_1 + \beta_2 \hat{\psi} \quad (12)$$

Av ligning (11) og (12) ser vi at estimatoren $\tilde{\beta}_1$ er inkonsistent og forventningsskjev om mengden hjemmelekser tildelt er korrelert med uobserverte egenskaper ved eleven. Leddet $\beta_2 \hat{\psi}$ representerer skjevheten som fanges opp av $\tilde{\beta}_1$.

Datagrunnlaget i denne analysen er begrenset, og frykten for å utelate relevante forklaringsvariable er stor. Selv om fremstillingen over er et forenklet eksempel, er scenarioet reellt. Mangelen på kontrollvariabler på elevnivå gjør at modellen ikke fanger opp alle egenskapene ved eleven som forklarer variasjonen i prestasjoner, og som er korrelert med andre forklaringsvariabler. I litteraturen argumenteres det for at elevens medfødte evner ofte behandles som et potensielt utelatt variabelproblem (Hanushek & Woessmann, 2010). Elever som har vanskeligheter med å lære, kan kompenseres med en større mengde hjemmelekser. Korrelasjonen mellom elevens uobserverte egenskaper og mengden hjemmelekser er da negativ, og effekten av hjemmelekser vil underestimeres.

På lærer/klassenivå er det flere mulige utelatte variable. Mindre kompetente lærere kan kompensere for et dårligere faglig tilbud ved å tildele elevene i klassen en relativt større andel hjemmelekser (Falch & Rønning, 2011). Uobserverte egenskaper ved læreren og mengden hjemmelekser tildelt vil da være negativt korrelert, og effekten av hjemmelekser vil underestimeres. Lærere som har høye ambisjoner for elevene sine, kan tildele klassen relativt mye lekser i håp om at elevene presterer bedre. I dette tilfellet vil korrelasjonen mellom uobserverte egenskaper ved læreren og hjemmelekser være positiv, og effekten vil

overestimeres.

5.3.2 Målefeil

Når vi bruker et upresist mål på en variabel i en regresjonsmodell, vil modellen inneholde målefeil, (Wooldridge, 2009). Vi kan skille mellom to ulike typer målefeil. Målefeil i den avhengige variabelen kan føre til skjeve estimater om målefeilen er korrelert med en eller flere av forklaringsvariablene. Som oftest antas målefeilen å være en tilfeldig rapporteringsfeil, altså at den er uavhengig av forklaringsvariablene og ikke korrelert med restleddet. Om så er tilfellet, resulterer målefeil i den avhengige variabelen kun til høyere varians for de estimerte koeffisientene. Klassisk målefeil i den uavhengige variabelen derimot, antar at verdien som observeres for forklaringsvariabelen er korrelert med målefeilen. Dette gir ved anvendelse av OLS, skjeve og inkonsistente estimatorer.

5.3.3 Simultanitet

Når en eller flere forklaringsvariabler bestemmes simulatant med den avhengige variabelen, har vi et tilfelle av simultanitet (Wooldridge, 2009). I denne oppgaven fokuseres det ikke på å adressere problem med endogenitet som følge av simultanitet, da den økonometriske tilnærmingen i oppgaven ikke kontrollerer for dette. Det er likevel verdt å nevne at det er en potensiell kilde til skjevhet, som følge av toveis kausalitet. Eksempelvis er det mulig at elever som presterer relativt høyt, tildeles relativt mer hjemmelekser. Samtidig vil elever som får mer hjemmelekser, prestere gjennomsnittlig høyere. Dette vil overestimere effekten av hjemmelekser på elevprestasjoner. Problemet kan adresseres ved bruk av en instrumentvariabel som påvirker mengden hjemmelekser tildelt, men ikke gjennomsnittlige elevprestasjoner direkte.

5.3.4 Utvalgsskjevhet

For å minimere potensiell utvalgsskjevhet, trekkes skolene i TIMSS 2011 med sannsynlighet proporsjonalt med skolestørrelsen, slik at skoler med flere elever har større sannsynlighet for å bli trukket ut enn skoler med færre elever. Klassene blir deretter tilfeldig trukket ut, slik at hver elev vektet med lik sannsynlighet for deltakelse. Om klasserom er sammensatt av klasser fra forskjellig klassetrinn, vil bare elever for målgruppen være kvalifisert for å delta.¹⁶

¹⁶http://timss.bc.edu/methods/pdf/TP_Sampling_Design.pdf

5.4 Differanse i differanse

I denne oppgaven er effekten av hjemmelekser på elevprestasjoner i henholdsvis matematikk og naturfag uttrykt ved modellen gitt i ligning (9). For å kunne adressere problem med endogenitet som følge av utelatte variable på elev- og lærernivå, inkluderes faste elev (φ_i) og lærer (η_k) effekter. De faste effektene fanger opp all uobservert heterogenitet på tvers av elever og lærere som er korrelert med mengden hjemmelekser tildelt, og som påvirker elevenes prestasjoner. Problemet er at de faste effektene ikke observeres, og kan derfor ikke identifiseres om vi estimerer effekten av hjemmelekser på gjennomsnittlige prestasjoner i matematikk og naturfag separat.

Under antagelse om at effekten av uobserverte egenskaper mellom elever og mellom lærere på prestasjoner er lik på tvers av matematikk og naturfag, kan vi differensiere bort de faste effektene ved å trekke P_{i2kl} fra P_{i1kl} .¹⁷ Vi får da følgende spesifikasjon:

$$P_{i1kl} - P_{i2kl} = \Delta P_{ikl} = \beta_1 \Delta h_{kl}^5 + \beta_2 \Delta h_{kl}^{3.5} + \beta_3 \Delta h_{kl}^{1.5} + \beta_4 \Delta h_{kl}^{0.5} + \delta^l L_l + \Delta \epsilon_{ikl} \quad (13)$$

$\beta_1 > 0$ indikerer at tildelt hjemmelekser hver dag har en positiv effekt på testresultat relativt til at det aldri tildeles hjemmelekser. Under antagelse om at de nevnte forutsetningene i delkapittel 5.2 holder, vil vi ved å estimere ligning (13) med OLS oppnå forventningsrette og konsistente estimatorer, Wooldridge (2009).

5.5 Tildeling av hjemmelekser

En forutsetning for indentifikasjon i denne oppgaven hviler på at den relative mengden hjemmelekser mellom matematikk og naturfag, er tilfeldig tildelt. En måte å undersøke denne antagelsen på, er å relatere differansen i tildeling av hjemmelekser på tvers av fag til observerte egenskaper ved elevene og læreren. Resultatene for en slik strategi er presentert i tabell 4. Indikatoren for hjemmelekser ser på mengden hjemmelekser tildelt i matematikk relativt til naturfag.

For indikatoren på hjemmelekser i kolonne (2) og (3), forkastes ikke nullhypotesen om felles betydning for egenskaper ved elevene og læreren på 10 prosentsnivå. Derimot forkastes den samme hypotesen i kolonne (1) og (2) på 5 prosentsnivå. For hjemmelekser

¹⁷Effekten av observerte egenskaper ved elevene og læreren på gjennomsnittlige elevprestasjoner, antas å være av lik størrelsesorden på tvers av fag, disse faller da også ut av ligning (13). For diskusjon se delkapittel 6.1

tildelt hver dag, ser det ut som mengden bøker eleven har hjemme, har betydning for den relative mengden hjemmelekser tildelt. Jo flere bøker, jo oftere får eleven hjemmelekser hver dag i naturfag relativt til matematikk. Indikatorene er statistisk signifikant på fem prosentsnivå. Vi observerer også at jo eldre eleven er, jo oftere tildeles eleven hjemmelekser hver dag i matematikk relativt til naturfag. På lærersiden ser vi at kjønn har en betydning for mengden hjemmelekser tildelt. En kvinnelig lærer gir oftere hjemmelekser hver dag i matematikk enn i naturfag. Effekten er statistisk signifikant på ett prosentsnivå.

Det er vanskelig å tolke hva som driver resultatene. Selv om de signifikante effektene ikke er veldig systematisk på tvers av kolonnene i tabell 4, kan det bety at identifikasjonsforutsetningen ikke holder. Dette undersøkes ved at jeg i robusthetsanalyser inkluderer de observerte variablene i modellen, se kapittel 6.2. Alle resultatene tatt i betrakning, ser tildelingen av hjemmelekser ut til å være rimelig tilfeldig på tvers av fag.

Tabell 4: Relasjonen mellom relativ tildeling av hjemmelekser og observerte egenskaper ved eleven og læreren/klassen

	Hver dag ($\Delta H^{0.5}$) (1)	3 til 4 dager i uken ($\Delta H^{3.5}$) (2)	1 til 2 dager i uken ($\Delta H^{1.5}$) (3)	Mindre enn en dag i uken ($\Delta H^{0.5}$) (4)
EGENSKAPER VED ELEVEN				
Antall bøker hjemme (en bokhylle=ref)				
- Ingen eller få (0-10)	0.020*** (0.008)	-0.020** (0.010)	-0.010 (0.011)	0.014 (0.009)
- En vegghylle (11-25)	0.011** (0.005)	-0.012** (0.006)	0.003 (0.006)	-0.004 (0.005)
- To bokhyller (101-200)	-0.010** (0.004)	0.007 (0.006)	0.014** (0.007)	-0.013 (0.006)
- Tre eller flere bokhyller (201+)	-0.015** (0.006)	0.013* (0.008)	0.011 (0.009)	-0.019 (0.008)
- Manglende verdier	0.007 (0.013)	-0.001 (0.017)	-0.017 (0.019)	0.006 (0.016)
Hvor ofte test-språket snakkes hjemme (alltid eller nesten alltid=ref)				
- Noen ganger eller aldri	0.005 (0.006)	0.007 (0.008)	0.006 (0.010)	-0.018 (0.008)
- Manglende verdier	-0.002 (0.012)	-0.007 (0.016)	0.021 (0.019)	-0.010 (0.017)
Fødselsår (2000=ref)				
- <=1999	-0.008 (0.010)	0.013 (0.015)	-0.017 (0.018)	0.005 (0.007)
- 2001	0.015*** (0.005)	0.001 (0.007)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.014)
- >=2002	0.028** (0.012)	0.007 (0.016)	-0.012 (0.022)	-0.004 (0.018)
Gutt	-0.006** (0.003)	0.008** (0.004)	0.003 (0.005)	0.008 (0.004)
EGENSKAPER VED LÆREREN/KLASSEN				
Kvinne				
- Manglende verdier	0.066*** (0.016)	-0.025 (0.023)	-0.026 (0.024)	-0.025 (0.021)
Alder (24 år eller yngre=ref)	-0.103 (0.108)	0.075 (0.222)	0.168 (0.424)	-0.006 (0.179)
- 25-29	-0.015 (0.041)	-0.025 (0.052)	0.036 (0.051)	0.005 (0.048)
- 30-39	0.007 (0.040)	-0.052 (0.056)	0.028 (0.049)	0.017 (0.046)
- 40-49	-0.023 (0.040)	-0.036 (0.050)	0.022 (0.050)	0.056 (0.047)
- 50-59	-0.027 (0.040)	-0.025 (0.051)	0.027 (0.051)	-0.006 (0.047)
- >=60	-0.017 (0.049)	0.007 (0.063)	-0.059 (0.072)	0.027 (0.064)
- Manglende verdier	0.130 (0.118)	-0.173 (0.118)	-0.136 (0.177)	0.240* (0.126)
Utdanning (Tertiær utdanning, kort=ref)				
- Sekundær utdanning	0.090* (0.052)	-0.129* (0.070)	-0.067 (0.099)	0.046 (0.069)
- Tertiær utdanning, mellomlang	0.022 (0.027)	-0.048 (0.037)	-0.006 (0.044)	-0.019 (0.036)
- Tertiær utdanning, lang	0.053 (0.034)	-0.095** (0.043)	0.020 (0.050)	-0.107* (0.043)
- Manglende verdier	0.067 (0.080)	0.204* (0.106)	-0.079 (0.122)	0.059 (0.099)
Klassetørrelse (<=19 elever = ref)				
- >=20 elever	0.009 (0.014)	-0.002 (0.019)	-0.016 (0.022)	0.014 (0.018)
- Manglende verdier	-0.008 (0.043)	-0.053 (0.046)	0.132* (0.075)	-0.057 (0.059)
P-verdier				
- Egenskaper ved eleven	0.0013	0.1739	0.6199	0.0166
- Egenskaper ved læreren	0.0028	0.1322	0.6938	0.0136

83559 observasjoner. Standardfeilene er gitt i parenteser og clusteret på lærer/klassenivå. */**/***/indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10/5/1 prosent.

5.6 Manglende verdier

Om data på en observasjon er manglende, vil den gitte observasjonen ignoreres i selve regresjonsanalysen. Dette vil redusere utvalgsstørrelsen og gi estimatene høyere varians. Om andelen manglende verdier er tilfeldig vil det forårsake mindre presise estimatorer, men ikke være en kilde til skjevhet da Gauss Markov betingelsene for OLS, MLR.2 vil holde (Wooldridge s. 322, 2009).

Tar utgangspunkt i en generell regresjonslinje

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \dots + \epsilon$$

hvor X inneholder en gitt andel manglende verdier slik at utvalgsstørrelsen reduseres betydelig. Ved å generere en dummyvariabel, $MissingX$, kan vi adressere problemet med redusert utvalgsstørrelse.

$$MissingX = \begin{cases} 0 & \text{ikke manglende verdier} \\ 1 & \text{om manglende verdier} \end{cases}$$

$MissingX$ tar verdien 1 om observasjoner i X er manglende, 0 ellers. Ved å erstatte manglende verdier i X lik null og inkludere $MissingX$ som en kontrollvariabel i regresjonen

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \alpha MissingX + \dots + \epsilon$$

vil antall observasjoner i modellen samsvare med utvalgsstørrelsen. Koeffisienten til $MissingX$ α vil da gi effekten observasjonene med manglende verdier har på den avhengige variabelen Y . I den empiriske analysen har jeg valgt å benytte meg av denne metoden da mange av kontrollvariablene inneholder, i mer eller mindre grad, manglende verdier, se tabell A1.

5.7 Heteroskedastisitet

Siden analysen begrenses til elever med samme lærer i matematikk og naturfag, determinerer læreren klassen. Det vil da ikke være variasjon i tildeling av hjemmelekser innen klasser og frykten for korrelerte restledd på elevnivå innen klasser er reell. Dette impliserer brudd på $MLR.5$ og den sjette forutsetningen om henholdsvis homoskedastisitet og uavhengige restledd på tvers av elever. Om vi ikke kontrollerer for dette, vil standardavvikene

underestimeres og potensielt gi feilaktige statistisk signifikante estimatorer. Feilleddene er av den grunn clustered på klassenivå i tillegg til at de er justert for potensiell generell heteroskedastisitet.

5.8 Oppsummering

Det virker som om noen egenskaper ved elevene og læreren er korrelert med mengden hjemmelekser tildelt, men i det store bildet ser tildelingen av lekser ut til å være rimelig tilfeldig på tvers av matematikk og naturfag. Begrensninger ved datagrunnlaget kan potensielt gi skjevhet som følge av utelatte variable. Disse uobserverte egenskapene ved elevene og læreren differensieres ut av modellen, i teorien skal dette gi forventningsrette og konsistente estimater.

6 Resultater

Dette kapittelet presenterer resultatene av de estimerte modellene. Analysen tar utgangspunkt i grunnmodellen fremstilt i kapittel 5.1. Jeg vil først presentere OLS resultater ved estimering av grunnmodellen. Deretter presenteres og sammenlignes resultatene fra OLS med den foretrukne modellspesifikasjonen med faste effekter, for robusthetssjekk vil varianter av den foretrukne modellen estimeres. Delkapittel 6.4 og 6.5 presenteres henholdsvis en egen modell for Norden og en robusthetstest av Falch & Rønning (2011) sine resultater. I delkapittel 6.6 gjøres det en oppsummering av resultatene ved estimering av de forskjellige modellspesifikasjonene.

6.1 OLS

I dette delkapitlet estimeres grunnmodellen gitt ved ligning (9) separat for matematikk og naturfag. Resultatene er presentert i tabell 5. Kolonne (1) rapporterer OLS-resultatene for matematikk, kolonne (2) rapporterer OLS-resultatene for naturfag.

Av tabell 5 ser vi at de estimerte koeffisientene for tildeling av hjemmelekser er positive både for matematikk og naturfag, men effekten varierer noe. Hjemmelekser virker ikke å ha noen effekt på prestasjoner i matematikk da ingen av indikatorene på hjemmelekser er statistisk signifikante. I naturfag derimot gjør en elev som får hjemmelekser hver dag det i gjennomsnitt 17,2 poeng bedre, enn en elev som aldri får hjemmelekser, tilsvarende 22,6 prosent av et standardavvik for prestasjoner i naturfag. I likhet med ”Mindre enn en dag i uken”, er effekten statistisk signifikant på 1 prosentsnivå.

De estimerte koeffisientene for gruppen med dummyvariabler som indikerer effekten av antall bøker eleven har hjemme på gjennomsnittlige elevprestasjoner er, i tråd med litteraturen, sterke.¹⁸ Som nevnt er dette en proxy for sosioøkonomisk bakgrunn, og det fremgår at elever som har relativt lite bøker hjemme i stor grad presterer lavere enn elever med relativt mye bøker hjemme. En gitt elev som har rapportert å ha ingen eller få bøker hjemme, presterer i gjennomsnitt omkring 60 poeng lavere enn en elev som har en bokhylle, som tilsvarer omtrent 80 prosent av et standardavvik i testresultater. Sammenhengen mellom antall bøker i hjemmet og testresultat er veldig lik i matematikk og naturfag.

¹⁸Ammermueller & Pischke (2009) finner en positiv og signifikant effekt av mengden bøker hjemme på testresultat i lesing.

Tabell 5: OLS-resultater for sammenhengen mellom elevprestasjoner og hjemmelekser

	Matematikk		Naturfag	
	(1)		(2)	
HJEMMELEKSER (ingen hjemmelekser=ref)				
- Hver dag	4.8	(3.3)	17.2***	(6.3)
- 3 eller 4 dager i uken	5.2	(3.2)	5.1	(3.5)
- 1 eller 2 dager i uken	5.1	(3.1)	3.1*	(1.8)
- Mindre enn 1 dag i uken	0.4	(3.6)	3.9***	(1.3)
EGENSKAPER VED ELEVEN				
Antall bøker hjemme (En bokhylle=ref)				
- Ingen eller få (0-10)	-58.9***	(1.2)	-60.5***	(1.2)
- En vegghylle (11-25)	-27.0***	(0.7)	-27.1***	(0.7)
- To bokhyller (101-200)	15.8***	(0.7)	18.0***	(0.7)
- Tre eller flere bokhyller (201+)	20.0***	(0.9)	23.9***	(0.9)
Hvor ofte test-språket snakkes hjemme (alltid eller nesten alltid=ref)				
- Noen ganger eller aldri	-15.7***	(0.9)	-26.4***	(0.9)
Fødselsår (2000=ref)				
- <=1999	-47.3***	(2.4)	-45.8***	(2.3)
- 2001	3.5***	(0.8)	2.0***	(0.8)
- >=2002	-8.5***	(2.7)	-11.6***	(2.6)
Gutt	10.2***	(0.5)	9.7***	(0.5)
EGENSKAPER VED LÆREREN/KLASSEN				
Kvinne				
Alder (24 år eller yngre=ref)	3.2**	(1.6)	3.5**	(1.5)
- 25-29	3.1	(4.5)	4.7	(4.4)
- 30-39	7.3*	(4.4)	8.3*	(4.3)
- 40-49	9.4**	(4.5)	10.3**	(4.3)
- 50-59	8.1*	(4.5)	9.3**	(4.3)
- >=60	12.2**	(5.1)	12.5**	(4.9)
Utdanning (Tertiær utdanning, kort=ref)				
- Sekundær utdanning	-2.2	(5.1)	-3.1	(5.2)
- Tertiær utdanning, mellomlang	-1.5	(2.8)	-1.6	(2.6)
- Tertiær utdanning, lang	0.3	(3.1)	-0.4	(2.9)
Klassestørrelse (<=19 elever = ref)				
- >=20 elever	2.9**	(1.2)	2.8**	(1.2)
Konstantledd	500.3***	(7.1)	504.6***	(6.3)
R^2	0.2960		0.2889	
Cluster (Klasser)	4506		4506	
Observasjoner	83559		83559	

Modellene (1) og (2) er estimert med OLS. Begge modellspesifikasjonene inkluderer land spesifikke effekter og dummy variabler for manglende verdier. Standardfeilene er gitt i parenteser og clusteret på lærer/klassenivå. */**/**/ indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10/5/1 prosent.

Elever som kommer fra familier med minoritetsbakgrunn presterer relativt dårligere i begge fag. De estimerte koeffisientene skiller seg ut fra de øvrige ved at de varierer i større grad på tvers av matematikk og naturfag. En elev som noen ganger eller aldri snakker språket prøven besvares på hjemme, presterer i gjennomsnitt 10.7 poeng høyere i matematikk relativt til naturfag. En mulig forklaring kan være at elever med språkbarrierer presterer relativt bedre i fag hvor det trengs mindre leseferdigheter.

Angående elevens fødselsår, ser vi at den estimerte koeffisienten er størst for de elevene som er født i 2001. Denne andelen elever presterer marginalt høyere i matematikk enn i naturfag. Det samme gjelder for gutter, hvor prestasjonene er gjennomsnittlig 10 poeng høyere enn for jenter på tvers av fag, tilsvarende 13 prosent av et standardavvik. Samtlige kontrollvariabler på elevnivå er sterke indikatorer og statistisk signifikante på 1 prosentsnivå.¹⁹

Elever som undervises av en kvinnelig lærer, gjør det gjennomsnittlig 3 poeng bedre enn elever som undervises av en mannlig lærer. Effekten er statistisk signifikant på 5 prosentsnivå. Resultatene er noe svakere for elever med unge lærere. De elevene som gjør det best undervises av en lærer som er 60 år eller eldre, disse elevene gjør det gjennomsnittlige 12 poeng (16 prosent av et standardavvik) bedre enn en elev med en 24 år eller yngre lærer. Utdanningsnivået til lærerne har liten innvirkning på gjennomsnittlige prestasjoner, effekten er insignifikant for samtlige indikatorer. I likhet med klassestørrelse tyder resultatene på at lærerens kjønn og alder har betydning for elevens prestasjoner.

En viktig forutsetning for argumentasjonen bak en modellspesifikasjon med faste effekter, er at de estimerte koeffisientene på tvers av fag, er like. Det kan stilles spørsmålstegn ved hvorvidt indikatoren for minoritetsbakgrunn er likt relatert til matematikk og naturfag, men for de øvrige variablene i tabell 5, er det små forskjeller.

6.2 Faste effekter

Som diskutert tidligere, kan det være at grunnmodellen gitt ved ligning (9) ikke fanger opp alle egenskaper ved eleven og læreren, som er korrelert med testresultater i matematikk og naturfag. Dette impliserer at vi har et potensielt utelatt variabelproblem, som vil

¹⁹Nullhypotesen om ingen felles betydning forkastes for både elev- og lærerkarakteristika med p-verdier på henholdsvis $< 0,001$ og $0,005$ i matematikk og $< 0,001$ og $0,0137$ i naturfag.

gi skjeve estimater. De potensielt utelatte variablene er representert ved de elev- og lærer spesifikke faste effektene. Ut i fra de estimerte koeffisientene for matematikk og naturfag i tabell 5, vil det være realistisk å anta at de uobserverte egenskapene på lik linje med de observerte, har samme effekt på testresultater på tvers av fag.

Resultatene for modellen med faste effekter gitt ved ligning (13) er presentert i kolonne (1) i tabell 6 under.²⁰ Samtlige indikatorer på hjemmelekser er positive, hvor bare effekten av "Hjemmelekser mindre enn 1 dag i uken" er insignifikant. En elev som tildeles hjemmelekser hver dag, presterer gjennomsnittlig 2,44 poeng bedre enn en elev som aldri tildeles hjemmelekser. Effekten er omtrent 3 prosent av et standardavvik og av samme størrelsesorden som effekten av hjemmelekser "3 til 4 dager i uken", dette kan gjøre det vanskelig å gi en kausal tolkning for sammenhengen av hjemmelekser på elevprestasjoner.

Videre ser Falch & Rønning (2011) på robustheten til modellen ved å tillate at egenskaper ved elevene og læreren har forskjellig effekt på elevprestasjoner i matematikk og naturfag. Om tilnærmingen med faste effekter differensierer bort alle relevante egenskaper ved lærerne, skal ikke modellen være sensitiv for inkludering av disse. Antagelsen bekreftes da vi observerer at effekten av indikatorene for hjemmelekser er av samme størrelsesorden på tvers av spesifikasjonene. Effekten av hjemmelekser "Hver dag" øker fra 2,44 til 2,47, økningen er omtrent 4 prosent av en standardfeil.

I kolonne (3) tillates det både for observerte egenskaper ved elevene og læreren å ha en effekt på elevprestasjoner, som argumentert for over, skal ikke dette påvirke utfallet. Den estimerte effekten av hjemmelekser "Hver dag" endrer seg noe mer i absoluttverdi og faller fra 2,44 til 2,09, tilsvarende 51 prosent av en standardfeil. Det tyder på at noe egenskaper ved eleven har en betydning for denne endringen.²¹ Likevel er endringen i estimatoren forholdsvis liten, det gjelder også for de øvrige indikatorene for hjemmelekser. Inkludering av observerte egenskaper ved elevene og lærerne endrer ikke estimatorene som antatt.

²⁰Nullhypotesen om felles betydning for tildeling av hjemmelekser i kolonne (1) er signifikant forskjellig fra null med p-verdi $< 0,001$.

²¹Nullhypotesen om felles betydning beholdes med god margin når vi legger på egenskaper ved læreren, med en p-verdi på 0,9349. Derimot forkaster vi den samme nullhypotesen for elevene med en p-verdi $< 0,001$. Ut ifra tabell 5 kan det tyde på at indikatoren for minoritetsbakgrunn driver dette resultatet. I alle spesifikasjonene tillater vi for at egenskaper ved land har en forskjellig effekt på tvers av fag. Nullhypotesen forkastes med god margin med en p-verdi på $< 0,001$ på tvers av spesifikasjonene. Dette tyder på at uobservert heterogenitet på tvers av land påvirker testresultat.

Tabell 6: Effekten av tildeling av lekser på elevprestasjoner

	(1)	(2)	(3)
Hjemmelekser hver dag	2.44*** (0.69)	2.47*** (0.69)	2.09*** (0.67)
Hjemmelekser 3 til 4 dager i uken	2.58*** (0.64)	2.60*** (0.64)	2.38*** (0.62)
Hjemmelekser 1 til 2 dager i uken	1.20** (0.49)	1.22** (0.49)	1.09** (0.47)
Hjemmelekser mindre enn 1 dag i uken	0.10 (0.42)	0.11 (0.42)	0.08 (0.40)
Faste eleveffekter	Ja	Ja	Ja
Faste lærereffekter	Ja	Ja	Ja
Egenskaper ved eleven	Nei	Nei	Ja
Egenskaper ved læreren	Nei	Ja	Ja
Faste landeffekter	Ja	Ja	Ja
Test om felles signifikans, p-verdier			
- Egenskaper ved eleven	-	-	<0.001
- Egenskaper ved læreren	-	0.9024	0.9349
- Faste landeffekter	<0.001	<0.001	<0.001
R^2	0.2347	0.2348	0.2486
Cluster (klasser)	4506	4506	4506
Observasjoner	83559	83559	83559

Standardfeilene er gitt i parenteser og clusteret på lærer/klassenivå. */**/***/indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10/5/1 prosent.

6.3 Kardinalt mål

Falch & Rønning (2011) utnytter en lineær sammenheng mellom indikatorene på hjemmelekser og gjennomsnittlige elevprestasjoner når de skal se på heterogene effekter på tvers av land. Under antagelse om at effekten av hjemmelekser er lik på tvers av matematikk og naturfag, konstruerer de et kardinalt mål på hjemmelekser.

Det er to grunner til at jeg velger å konstruere et slikt kardinalt mål. For det første ønsker jeg å undersøke om effekten Falch & Rønning estimerer, er robust overfor datagrunnlag og modellspesifikasjon. For det andre ønsker jeg å se på heterogene effekter for subpopulasjoner av utvalget. Videre gjør jeg en streng antagelse. Det kardinale målet konstrueres som om effekten på tvers av indikatorene for hjemmelekser er lineære. Den siste antagelsen er svak, da de estimerte koeffisientene for TIMSS 2011 ikke støtter en slik spesifisering.

Konstrueringen av det kardinale målet er som følger. En elev kan maksimalt bli tildelt hjemmelekser fem dager i uken. Faktisk tildeling av hjemmelekser divideres da på antall dager i uken. Målet på "Hjemmelekser hver dag" blir da $\frac{5}{5} = 1$, som tilsvarer at hjemmelekser tildeles til 100 prosent av antall ukedager. For "Hjemmelekser 3 til 4 dager i uken" får vi $\frac{3+4}{2} * \frac{1}{5} = 0,7$, som tilsvarer at hjemmelekser tildeles til 70 prosent av ukedagene. For "Hjemmelekser 1 til 2 dager i uken" får vi $\frac{1+2}{2} * \frac{1}{5} = 0,3$, tilsvarende 30 prosent. Videre gjør jeg en antagelse om at "Hjemmelekser mindre enn 1 dag i uken" tildeles gjennomsnittlig mellom en og ingen dager i uken $\frac{1+0}{2} * \frac{1}{5} = 0,1$, tilsvarende 10 prosent av antall ukedager. Observasjonene for de elevene som aldri tildeles hjemmelekser tar verdien 0.

Tabell 7 presenterer resultatene for en slik modellspesifikasjon med kardinalt mål på hjemmelekser. Modellen som estimeres er en variant av den foretrukne modellen gitt ved ligning (13). Resultatene impliserer at en elev som tildeles hjemmelekser hver dag relativt til en elev som aldri tildeles hjemmelekser, gjennomsnittlig gjør det 2,53 poeng bedre. Effekten er sterk og statistisk signifikant på 1 prosentsnivå. I kolonne (3) tillates det for at observerte egenskaper ved elevene og læreren har forskjellig effekt på elevprestasjoner. Estimatoren reduseres marginalt som antatt, omtrent 52 prosent av en standardfeil, men antas å ha lik størrelsesorden på tvers av spesifisasjonene.²² Som for resultatene i tabell 6, indikerer ikke funnene et problem med utelatt variabelskjevhet i modellen.

²²Reduksjonen i estimatoren er av samme størrelse som reduksjonen i tabell 6. Det tyder på at spesifisasjonen med kardinalt mål på hjemmelekser, er robust overfor den foretrukne spesifisasjonen.

Tabell 7: Kardinalt mål på hjemmelekser

	(1)	(2)	(3)
Kardinalmål på hjemmelekser	2.53*** (0.65)	2.55*** (0.65)	2.19*** (0.63)
Faste eleveffekter	Ja	Ja	Ja
Faste lærereffekter	Ja	Ja	Ja
Egenskaper ved eleven	Nei	Nei	Ja
Egenskaper ved læreren	Nei	Ja	Ja
Faste landeffekter	Ja	Ja	Ja
Test om felles betydning, p-verdier			
- Egenskaper ved eleven	-	-	<0.001
- Egenskaper ved læreren	-	0.8833	0.9218
- Faste landeffekter	<0.001	<0.001	<0.001
R^2	0.2345	0.2347	0.2485
Cluster (klasser)	4506	4506	4506
Observasjoner	83559	83559	83559

Stadardfeilene er gitt i parenteser og clustered på lærer/klassenivå. */**/***/indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10/5/1 prosent. Resultatene er samlet for alle OECD land.

6.4 Modell for Nordiske land

Rønning (2010) finner, ved å utnytte norske data fra TIMSS 2007, en positiv effekt av hjemmelekser på elevprestasjoner i matematikk for elever i grunnskolen. Resultatene hennes indikerer også en negativ effekt av hjemmelekser på elevprestasjoner for elever med lavere sosioøkonomisk bakgrunn. Er disse sammenhengene relevante for TIMSS 2011 data?

Ved å begrense utvalget til en modell for nordiske land, kan jeg se nærmere på sammenhengene beskrevet over for et utvalg av relativt like land. Kolonne (1) og (2) i tabell 8 representerer effekten av hjemmelekser på gjennomsnittlige elevprestasjoner i henholdsvis matematikk og naturfag. Grunnmodellen som er estimert med OLS er gitt ved ligning (9). Resultatene varierer betydelig på tvers av fagene. Hjemmelekser ser ikke ut til å ha en effekt på gjennomsnittlige prestasjoner i matematikk, da de estimerte koeffisientene er insignifikante. Derimot er effekten av samtlige indikatorer for hjemmelekser på gjennomsnittlige prestasjoner i naturfag statistisk signifikante på ti prosentsnivå. En elev som tildeles hjemmelekser hver dag i naturfag, gjør det gjennomsnittlig 18 poeng (26 prosent av et standardavvik) bedre enn en elev som aldri tildeles hjemmelekser i naturfag.

Kolonne (3) representerer den foretrukne modellen med faste effekter. Resultatene indikerer at en elev som får hjemmelekser hver dag gjør det gjennomsnittlig 1.39 poeng bedre enn en elev som aldri får hjemmelekser. Effekten av indikatorene for hjemmelekser er dog ikke signifikante på tvers av spesifikasjonene. I kolonne (4) robusthetstestes estimatorene som antas å ha lik størrelsesorden som i kolonne (3), ingen av effektene er signifikante.

Funnene tyder på at det ikke er en effekt av hjemmelekser i en modell for Norden. Mye tyder på at få observasjoner i delutvalget driver standardavvikene opp, som gir upresise estimatorer.

Tabell 8: Modell for Norden

	OLS		Faste effekter	
	Matematikk	Naturfag		
	(1)	(2)	(3)	(4)
Hjemmelekser hver dag	-5.63 (11.82)	18.06* (10.55)	1.39 (3.53)	-0.77 (3.03)
Hjemmelekser 3 til 4 dager i uken	-5.0 (10.23)	17.48*** (5.84)	0.13 (2.16)	-1.26 (1.97)
Hjemmelekser 1 til 2 dager i uken	-3.96 (9.42)	16.41*** (4.82)	-0.32 (1.76)	-0.84 (1.57)
Hjemmelekser mindre enn 1 dag i uken	2.78 (9.99)	8.48** (3.67)	0.31 (1.41)	-0.01 (1.27)
Faste eleveffekter	Nei	Nei	Ja	Ja
Faste lærereffekter	Nei	Nei	Ja	Ja
Egenskaper ved eleven	Ja	Ja	Nei	Ja
Egenskaper ved læreren	Ja	Ja	Nei	Ja
R^2	0.2412	0.3368	0.1485	0.1829
Cluster (klasser)	522	522	522	522
Observasjoner	8175	8175	8175	8175

Standardfeilene er gitt i parenteser og clustered på lærer/klassenivå. */**/***/ indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10/5/1 prosent. Modellen er estimert med landspesifikke faste effekter.

6.4.1 Heterogene effekter

I tabell 9 sammenlignes resultatene fra land spesifikke modeller. Som argumentert for tidligere benyttes et kardinalt mål på hjemmelekser. I kolonne (1) presenteres resultatene for den foretrukne modellen gitt ved ligning (13). I kolonne (2) robusthetstestes de estimerte koeffisientene. Kolonne (3) – (11) presenterer resultater fra diverse subpopulasjoner.

Vi ser av kolonne (1) at den gjennomsnittlige effekten av hjemmelekser i Norden er positiv (1,4 prosent av et standardavvik). Koeffisienten er noe lavere enn for det totale utvalget og i likhet med de land spesifikke effektene i Norden, ikke statistisk signifikant. En robusthetstest (kolonne (2)) indikerer at resultatene for Danmark, Finland og Norge er av samme størrelsesorden, men effekten av hjemmelekser er bare statistisk signifikant i Norge. Den estimerte koeffisienten for Sverige reduseres betydelig når vi går til en spesifisering som i kolonne (2). Dette resultatet kan indikere et problem med utelatte variable.

I kolonne (3) – (11) i tabell 9 er effekten av hjemmelekser estimert for utvalgte subpopulasjoner i Norden og for det totale utvalget. Populasjonene er delt opp etter hvor mange bøker eleven har rapportert å ha hjemme, en indikator på klassestørrelse (≥ 20 elever i klassen eller ≤ 19 elever i klassen), kjønn og hvor ofte test-språket snakkes hjemme.

I Danmark ser det ut til at elever med høyere sosioøkonomisk bakgrunn har et negativt utbytte av hjemmelekser. En elev med ”2+ bokhyller” som tildeles hjemmelekser hver dag, gjør det gjennomsnittlig 17,12 poeng (omtrent 26 prosent av et standardavvik) dårligere enn en elev som aldri får hjemmelekser. Resultatet står i sterk kontrast til det totale utvalget hvor det er påvist en positiv effekt for den gitte indikatoren. Norske elever med lavere sosioøkonomisk bakgrunn (”Mindre enn 1 bokhylle”) som får hjemmelekser hver dag, gjør det gjennomsnittlig 11,55 poeng (omtrent 19 prosent av et standardavvik) bedre enn elever som ikke får hjemmelekser. Disse to effektene er statistisk signifikant på ti prosentsnivå.

Vi merker oss en sterk gjennomsnittlig effekt (omtrent 19 prosent av et standardavvik) av lekser hver dag for norske elever, som ”Alltid eller neste alltid” snakker språket prøven blir gitt på hjemme. I likhet med det totale utvalget, er det ingen effekt av hjemmelekser for elever med minoritetsbakgrunn for Norden generelt eller spesifikt for land. Det kunne vært interessant å inkludere et interaksjonsledd mellom elever som ”Noen ganger eller

aldri” snakker test-språket hjemme, og en indikator for høy sosioøkonomisk bakgrunn.

Gjennomsnittlig for Norden er det en positiv og signifikant effekt av hjemmelekser for jenter. En jente som får hjemmelekser hver dag gjør det gjennomsnittlig 9,58 poeng (omtrent 14 prosent av et standardavvik) bedre, enn en jente som aldri får hjemmelekser. Derimot ser det ikke ut som om hjemmelekser har noen effekt for gutter. Utbyttet av hjemmelekser hver dag er omtrent 3,5 ganger så stor for jenter i Norden, som for jenter i det totale utvalget. En mulig forklaring på dette er at jenter i Norden, i større grad gjennomfører hjemmeleksene sine.

Tabell 9: Hjemmelekser og elevprestasjoner. Landspecifikke effekter for Norden og delutvalg

	(1)	(2)	(3)	1 bok- hyll	2 bok- hyll	>= 20 elever	<= 19 elever	Gutt	Jente	Alltid/ nesten alltid	Noen ganger/ aldri
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Totalt utvalg	2.53*** (0,65)	2,19*** (0,63)	2,04** (0,99)	2,13** (0,92)	2,89*** (1,0)	2,23*** (0,75)	2,30*** (0,82)	2,80*** (0,81)	2,68*** (1,41)	2,35*** (0,69)	1,63 (1,30)
Norden	0,98 (2,76)	-1,14 (2,48)	1,08 (4,61)	2,47 (3,67)	-1,32 (3,63)	-2,91 (3,53)	1,07 (3,28)	1,14 (3,34)	9,58** (4,13)	-1,22 (2,68)	5,18 (5,61)
Danmark	-1,46 (6,49)	-0,65 (5,54)	-0,03 (9,68)	4,83 (7,14)	-17,12* (8,74)	-4,3 (7,67)	-2,81 (7,37)	0,17 (7,59)	10,21 (13,26)	-5,25 (5,29)	4,86 (11,82)
Finland	-2,07 (4,06)	-4,68 (3,74)	-2,65 (6,59)	-2,57 (5,70)	-1,0 (5,16)	-7,59 (5,09)	-1,5 (5,19)	-2,2 (4,59)	7,96 (5,01)	-4,37 (4,12)	7,40 (9,65)
Norge	6,81 (4,25)	10,65* (4,36)	11,55* (6,50)	0,55 (7,23)	9,68 (7,17)	5,19 (5,26)	6,37 (5,29)	7,05 (6,19)	7,06 (10,71)	11,97*** (4,52)	-2,17 (8,81)
Sverige	7,39 (8,57)	-0,71 (6,74)	1,08 (4,61)	2,47 (3,67)	2,58 (8,71)	4,25 (10,47)	11,22 (9,04)	3,58 (11,25)	19,42 (11,53)	-1,22 (2,68)	5,18 (5,61)
- Egenskaper ved eleven	Nei	Ja	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
- Egenskaper ved læreren	Nei	Ja	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei

Resultatene i tabellen er estimerte varianter av modellen gitt ved ligning (13). Standardfeilene er gitt i parenteser og clustered på lærer/klassenivå. */**/***/ indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10/5/1 prosent.

6.5 Robusthetstest av foretrukket modell

Indikatorene på hjemmelekser er definert noe forskjellig i TIMSS 2011 relativt til TIMSS 2007 data som Falch & Rønning (2011) benytter. Et kardinalt mål på hjemmelekser forenkler da en robusthetstest av deres modell. Resultatene til Falch & Rønning (2011) er presentert i kolonne (3) og (4) i tabell 10 under. Kolonne (1) og (2) representerer resultatene for estimering av tilsvarende modell med data fra TIMSS 2011.

Falch & Rønning (2011) sine tall impliserer at en elev som tildeles hjemmelekser hver dag relativt til aldri, gjennomsnittlig øker prestasjonene sine med 2,7 poeng. For TIMSS 2011 data indikerer det tilsvarende resultatet en gjennomsnittlig økning på 2,53 poeng. Begge koeffisientene er statistisk signifikante på 1 prosentsnivå. Effektene antas å være av lik størrelsesorden på tvers av datagrunnlag og modellspesifikasjon.

Tabell 10: Hjemmelekser og elevprestasjoner, kardinalt mål på hjemmelekser

	TIMSS 2011		TIMMS 2007 (Falch & Rønning, 2011)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Kardinalmål på hjemmelekser	2.53*** (0.65)	2.19*** (0.63)	2.7*** (0.8)	2.4*** (0.7)
Faste elev effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Faste lærer effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Egenskaper ved eleven	Nei	Ja	Nei	Ja
Egenskaper ved læreren	Nei	Ja	Nei	Ja
Faste landeffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Test om felles signifikans, p-verdier				
- Egenskaper ved eleven	-	<0.001	-	<0.001
- Egenskaper ved læreren	-	0.9218	-	0.290
- Faste landeffekter	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
R^2	0.2345	0.2485	0.155	0.171
Observasjoner	83559	83559	48670	48670

Standardfeilene er gitt i parenteser og clustered på lærer/klassenivå. **/***/***/ indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10/5/1 prosent.

6.6 Oppsummering

De divergerende resultatene ved estimering av grunnmodellen med OLS og den foretrukne modellen med faste effekter, indikerer skjevheter i estimatene ved anvendelse av OLS uten å kontrollere for uobserverte effekter. Det vil være vanskelig å si noe eksakt om retningen og størrelsen på skjevheten som følge av utelatt variabelproblem.

Av tabell 5 ser vi at de estimerte koeffisientene for kontrollvariablene er lik på tvers av fag med unntak av indikatoren for minoritetsbakgrunn. En elev med minoritetsbakgrunn gjør det gjennomsnittlig 26,4 poeng dårligere i naturfag enn en elev med etnisk opprinnelse. Effekten er mindre negativ i matematikk. Resultatene indikerer også at elever med mer bøker hjemme gjør det gjennomsnittlig bedre i matematikk og naturfag. Det er interessant å se at gutter gjør det omtrent 13 prosent bedre av et standardavvik bedre enn jenter i de to fagene. Videre virker det ikke som om utdanningsnivået til lærerne har noen effekt på testresultater i matematikk og naturfag.

For modellen med faste effekter i tabell 6, ser vi at en elev som tildeles hjemmelekser hver dag, gjennomsnittlig gjør det 2,44 poeng bedre enn en elev som aldri tildeles hjemmelekser. Effekten er statistisk signifikant på 1 prosentsnivå. Når vi tillater for observerte egenskaper ved elevene og læreren i modellspesifikasjonen, reduseres effekten tilsvarende 50 prosent av en standardfeil. Ut i fra de estimerte koeffisientene i tabell 5, kan det virke som indikatoren for minoritetsbakgrunn driver denne reduksjonen.

Resultatene for et kardinalt mål på hjemmelekser, impliserer en positiv, men insignifikant effekt av lekser i Norden, se tabell 9. En robusthetstest viser at effekten av hjemmelekser er tilnærmet lik, når vi legger på observerte egenskaper ved elevene og læreren, med unntak for Sverige. Videre er det verdt å merke seg at jenter i Norden som får hjemmelekser hver dag, gjør det 9,58 poeng bedre enn jenter som ikke får hjemmelekser. Effekten er statistisk signifikant på 5 prosentsnivå og tilsvarer omtrent 12 prosent av et standardavvik.

I motsetning til Rønning (2010) som finner en negativ effekt av relativt lite bøker hjemme for norske elever i grunnskolen, indikerer resultatene mine en positiv og signifikant effekt for norske elever med mindre enn en bokhylle hjemme, tilsvarende 18 prosent av et standardavvik. En interessant bemerkning er at Norden gjennomsnittlig gjør det bedre i matematikk og naturfag enn det internasjonale gjennomsnittet, men resultatene tyder ikke på noen effekt av hjemmelekser, se tabell A.1.

Til slutt sammenlignes resultatene av det kardinale målet med Falch & Rønning (2011) sine funn. Effekten av hjemmelekser på tvers av datagrunnlag er lik i størrelsesorden og statistisk signifikant på 1 prosentsnivå. I likhet med Falch & Rønning (2011) virker det som om noe egenskaper ved eleven har betydning for effekten av hjemmelekser.

7 Konklusjon

Ved å utnytte TIMSS 2011 data på elever i grunnskolen, starter denne oppgaven med å undersøke effekten av hjemmelekser på gjennomsnittlige elevprestasjoner i matematikk og naturfag for 25 OECD-land. En hypotese er at mer hjemmelekser gjør at elevene presterer gjennomsnittlig bedre. Den empiriske modellen som anvendes i denne analysen er hentet fra Falch & Rønning (2011) sin studie. Deres resultater indikerer en positiv og signifikant effekt av hjemmelekser.

Identifikasjonen i oppgaven hviler på at elever med samme lærer i matematikk og naturfag, tildeles forskjellig mengde hjemmelekser på tvers av fagene. Ved å anvende en differanse i differanse tilnærming, kan vi differensiere bort faste egenskaper ved elevene og læreren som påvirker gjennomsnittlige elevprestasjoner, og som er korrelert med mengden hjemmelekser tildelt.

Metodetilnærmingen skal i utgangspunktet fjerne alle faste egenskaper ved elevene og læreren som påvirker elevprestasjoner. Det blir da viktig å robusthetsteste resultatene. Dette gjøres ved å tillate for at observerte egenskaper ved elevene og læreren har forskjellig effekt på elevprestasjoner. De estimerte koeffisientene viser seg ikke å være sensitiv for en slik spesifisering, noe som impliserer at problem med utelatte variable ikke er en reell bekymring.

Det er flere interessante funn å merke seg. I likhet med Falch & Rønning (2011), finner jeg en positiv og signifikant effekt av hjemmelekser på elevprestasjoner. Effektstørrelsen er lik på tvers av datagrunnlag som indikerer at modellspesifikasjonen til Falch & Rønning (2011) er robust overfor tid.

Resultatene indikerer ingen effekt av utdanningsnivået til lærerne på elevprestasjoner i matematikk og naturfag. Det er heller ingen effekt for elever i klasser med unge lærere. Mulig forklaring på dette er at mer erfarne lærere formidler kunnskap på en bedre måte, og at i grunnskolen har erfaring mer å si enn faglig kompetanse. Videre virker det som elever med minoritetsbakgrunn, presterer bedre i fag hvor det er påkrevd mindre leseferdigheter. Den estimerte koeffisienten for elever som "Noen ganger eller aldri" snakker språket prøven besvares på hjemme, er mindre negativ i matematikk enn i naturfag.

Resultatene indikerer ingen totaleffekt av hjemmelekser på gjennomsnittlige elevprestasjoner i Norge generelt eller spesifikt for land. Derimot er det noen interessante funn når vi ser på subpopulasjoner i utvalget. I motsetning til Rønning (2010) finner jeg at elever i norske grunnskoler med lavere sosioøkonomisk bakgrunn (målt ved mindre enn en bokhylle hjemme) gjør det bedre jo mer hjemmelekser de tildeles. Det er da grunn til å tro at hjemmelekser indikerer en kvalitetsforskjell blant norske elever.

Vi merker oss at den gjennomsnittlige effekten av hjemmelekser er tilnærmet lik for gutter og jenter i det totale utvalget. Derimot finner jeg ingen effekt for gutter i Norden, men en positiv og signifikant effekt for jenter. Resultatet kan tyde på at jenter i Norden er mer plikttoppfyllende enn gutter når det gjelder å gjøre hjemmelekser

Funnene i denne analysen tyder på at det ikke eksisterer noen lineær sammenheng mellom lekser og elevprestasjoner. Som Rønning (2010) argumenterer for, er det mulig at for mye lekser kan gi eleven problemer med motivasjon. Om så er tilfellet, kan det bety at eleven gjennomfører en mindre mengde hjemmelekser enn om han/hun hadde blitt tildelt lekser til færre dager. Resultatene indikerer at effekten av hjemmelekser utlignes, når eleven tildeles lekser mer enn 3 til 4 dager i uken.

Av tabell 9 er det få estimerte koeffisienter som er signifikante. En svaket ved de nordiske resultatene er at det er relativt få observasjoner på tvers av land. Dette gir høye standardavvik og mindre presise estimatorer, og kan være et tema for videre forskning.

Referanser

Aksoy, T., & Link, C. R. (2000). A panel analysis of student mathematics achievement in the US in the 1990s: does increasing the amount of time in learning activities affect math achievement?. *Economics of education review*, 19(3), 261-277.

Ammermueller, A., & Pischke, J. S. (2009). Peer effects in European primary schools: Evidence from the progress in international reading literacy study. *Journal of Labor Economics*, 27(3), 315-348.

Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (1994). The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary economics*, 34(2), 143-173.

Bårdsen, G., & Nymoen, R. (2011). *Innføring i økonometri*. Bergen: Fagbokforlaget.

Cooper, H. (1989). *Homework*. White Plains, NY: Longman.

Cooper, H., Lindsay, J. J., Nye, B., & Greathouse, S. (1998). Relationships among attitudes about homework, amount of homework assigned and completed, and student achievement. *Journal of educational psychology*, 90(1), 70.

Cooper, H., Robinson, J. C., & Patall, E. A. (2006). Does homework improve academic achievement? A synthesis of research, 1987–2003. *Review of educational research*, 76(1), 1-62.

Dettmers, S., Trautwein, U., & Lüdtke, O. (2009). The relationship between homework time and achievement is not universal: Evidence from multilevel analyses in 40 countries. *School Effectiveness and School Improvement*, 20(4), 375-405.

Eren, O., & Henderson, D. J. (2008). The impact of homework on student achievement. *The Econometrics Journal*, 11(2), 326-348.

Eren, O., & Henderson, D. J. (2011). Are we wasting our children's time by giving them more homework?. *Economics of Education Review*, 30(5), 950-961.

Falch, T., & Rønning, M. (2011). Homework assignment and student achievement in OECD countries (No. 11411).

Grodner, A., & Rupp, N. G. (2013). The role of homework in student learning outcomes: Evidence from a field experiment. *The Journal of Economic Education*, 44(2), 93-109.

Hanushek, E. A. (2002). Publicly provided education. *Handbook of public economics*, 4, 2045-2141.

Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2010). The economics of international differences in educational achievement (No. w15949). National Bureau of Economic Research.

Harris, D. N., & Sass, T. R. (2011). Teacher training, teacher quality and student achievement. *Journal of public economics*, 95(7), 798-812.

The Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD).

<http://www.oecd.org/about/>

Rønning, M. (2010). Homework and pupil achievement in Norway: Evidence from TIMSS.

TIMSS & PIRLS International Study Center. Lynch School of Education, Boston College.

<http://www.timss.com>

Methods and Procedures in TIMSS and PIRLS 2011.

<http://timss.bc.edu/methods/t-sample-design.html>

Todd, P. E., & Wolpin, K. I. (2003). On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement*. *The Economic Journal*, 113(485), F3-F33.

Trautwein, U. (2007). The homework–achievement relation reconsidered: Differentiating homework time, homework frequency, and homework effort. *Learning and Instruction*, 17(3), 372-388.

Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (4e utgave). Canada: South-Western.

A Appendiks

A.1 Deskriptiv statistikk

Tabell A1: Kontrollvariabler. Tall er rapportert i prosen-
ter

	Regresjonsutvalg (1)	Initielt utvalg (2)
EGENSKAPER VED ELEVEN		
Bøker i hjemmet		
- Ingen eller få (0-10)	11.02	10.54
- En hylle (11-25)	23.46	23.03
- En bokhylle (26-100)	34.12	34.19
- To bokhyller (101-200)	16.38	16.73
- Tre eller flere bokhyller (201+)	12.90	13.22
- Manglende informasjon	2.12	2.29
Hvor ofte test-språket snakkes hjemme		
- Alltid eller nesten alltid	75.50	77.31
- Noen ganger	15.56	15.68
- Aldri	2.06	1.93
- Manglende informasjon	6.88	5.07
Fødselsår		
- <=1999	2.51	2.93
- 2000	37.07	42.59
- 2001	58.16	52.48
- >=2002	2.27	1.99
- Manglende informasjon	0.0	0.02
Kjønn		
- Gutt	50.62	50.47
- Jente	49.38	49.53
- Manglende informasjon	0.0	0.0
EGENSKAPER VED LÆREREN/KLASSEN		
Kjønn		
- Kvinne	81.75	75.13
- Mann	18.08	17.32

- Manglende informasjon	0.17	7.56
Alder		
- 24 eller yngre	2.82	2.73
- 25-29	12.53	10.71
- 30-39	25.96	24.42
- 40-49	31.29	27.19
- 50-59	23.73	23.01
- 60 eller eldre	3.40	4.69
- Manglende informasjon	0.27	7.24
Utdanning (basert på ISCED koder)		
- Sekundær utdanning eller lavere	2.85	3.63
- Tertiær utdanning, kort	10.28	8.58
- Tertiær utdanning, mellomlang	57.28	53.17
- Tertiær utdanning, lang	28.93	26.72
- Manglende informasjon	0.67	7.89
Klassestørrelse		
- <=19 elever	19.50	19.09
- >=20 elever	78.33	69.95
- Manglende informasjon	2.17	10.96
Observasjoner	83,559	147,672

Tabell A2: Prosent av elever som blir tildelt hjemmelekser

	Regresjonsutvalg (1)	Initielt utvalg (2)	Restriktivt utvalg (3)
MATEMATIKK			
- Hver dag	26.0	19.2	25.0
- 3 til 4 dager i uken	35.4	25.5	33.9
- 1 til 2 dager i uken	30.3	24.6	31.5
- Mindre enn en dag i uken	5.2	4.4	5.9
- Ingen hjemmelekser	3.2	3.1	3.7
- Manglende verdier	0.0	23.3	0.0
NATURFAG			
- Hver dag	0.7	0.65	0.9
- 3 til 4 dager i uken	5.8	4.2	6.0
- 1 til 2 dager i uken	33.0	23.5	32.4
- Mindre enn en dag i uken	38.0	28.8	38.1
- Ingen hjemmelekser	22.5	17.3	22.6
- Manglende verdier	0.0	25.6	0.0
Observasjoner	83559	147672	91662

Kolonne (1) tilsvarer regresjonsutvalget. Kolonne (2) tilsvarer det initielle datagrunnlaget. Kolonne (3) tilsvarer et restriktivt utvalg hvor observasjoner med manglende verdi på tildeling av hjemmelekser er ekskludert. Resultatene er gjennomsnitt for alle land.

Tabell A3: Elevprestasjoner i gjennomsnitt, standardavvik i parenteser

	Matematikk (1)	Naturfag (2)	Matematikk–Naturfag (3)
Initielt utvalg	521 (78)	525 (75)	-4 (38)
Regresjonsutvalg	518 (78)	522 (76)	-4 (38)
Norden	526 (68)	541 (70)	-14 (37)
TIMSS 2007	515 (76)	526 (75)	-11 (39)
Observasjoner	83559	147672	91662