

Karl Petter Sandtrø

Har lærererfaring betydning for elevers leseresultater?

Bacheloroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Bjarne Strøm

Mai 2020

NTNU

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet.
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi

Bacheloroppgave

2020



Karl Petter Sandtrø

Har lærererfaring betydning for elevers leseresultater?

Bacheloroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Bjarne Strøm

Bacheloroppgave
Mai 2020

NTNU

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet.

Fakultet for økonomi

Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Sammendrag

Skoleproduktfunksjonen representerer et stort omfang av økonomers bidrag til å strukturere utdanningspolitikken på en best mulig måte. En av de mest sentrale faktorene for denne funksjonen er lærerkarakteristika. I denne oppgaven har jeg komplementert tidligere forskning på lærerkarakteristika ved å benytte skoleproduktfunksjonen til å studere effekten av lærererfaring for leseresultater for Norske og Svenske elever som gjennomførte PIRLS undersøkelsen i 2001. Jeg har benyttet OLS til å estimere en passende grunnmodell og kontrollert robustheten for flere sett med variabler motivert fra litteraturen om skoleproduktfunksjonen. For å kartlegge en bredere forståelse for lærererfaring svarer også oppgaven på spørsmål vedrørende om effekten av lærererfaring er avtagende, og om effekten av lærererfaring er forskjellig for Norge og Sverige.

Innholdsfortegnelse

1. Innledning	4
2. Teoretisk rammeverk og tidligere litteratur	5
2.1. Teoretisk rammeverk	5
2.2. Tidligere litteratur	6
3. Empirisk strategi	7
3.1. Grunnlaget for en god modell	7
3.2. Spesifisering av modellen	8
3.3. Spesifikasjonsfeil ved valgte variabler	9
3.4. Estimeringsmetode	10
3.5. Hypotesetesting	11
3.6. Ceteris Paribus	12
4. Datamaterialet	12
4.1. Om datamaterialet	12
4.2. Definisjon av variabler	13
4.3. Deskriptiv statistikk avhengig variabel	14
4.4. Deskriptiv statistikk interessevariabel	16
4.5. Deskriptiv statistikk kontrollvariabler	16
5. Empiriske resultater	17
5.1. Modellvarianter	17
5.2. Modellresultater	18
6. Konklusjon	22
Litteraturliste	24
Appendiks A	25
Appendiks B	28

1. Innledning

Økonomer har i senere tid begynt å engasjere seg i en større grad for utdanningspolitikken. Engasjementet har vokst i tro om at økonomisk teori blant annet kan bidra til å finne svar på styringsutfordringer knyttet til å forbedre utdanningssystemet (Bonesrønning, 2004, s. 1-2). Betydningen av gode lærere står sentralt i struktureringen av utdanningspolitikken. Dette kommer av at en god relasjon mellom elev og lærer er svært viktig for at eleven skal lære og fungere sosialt på skolen (Nordahl, Flygare & Drugli, 2016, s. 13-14). Lærerkarakteristika tar derfor for seg et viktig omfang av forskning som sikter på å finne ut hva slags innsats av ressurser som best kan forbedre skolemessige resultater. Forståelse for denne sammenhengen kan hjelpe til med å danne et godt grunnlag for hvordan utdanningspolitikken burde struktureres slik at den fungerer best mulig. Det er med utgangspunkt i dette at jeg har valgt følgende problemstilling for denne bacheloroppgaven:

«Har lærererfaring betydning for elevers leseresultater? Er effekten av lærererfaring avtagende?»

Jeg kommer til å ta for meg problemstillingen med utgangspunkt i et datasett som representerer Norge og Sverige. Siden landene deler store likhetstrekk i utdanningspolitikken er det også interessant å se på om effekten av lærererfaring er forskjellig mellom landene. Derfor ønsker derfor å svare på følgende tilleggsproblemstilling:

«Er effekten av lærererfaring forskjellig for Norge og Sverige?»

For å besvare disse problemstillingene tar jeg utgangspunkt i et datamateriale fra PIRLS undersøkelsen gjennomført i 2001. Datamaterialet kommer til å bli nærmere forklart senere i oppgaven. For å besvare problemstillingene kommer det til å dannes økonometriske modeller og gjennomføres regresjonsanalyser. En slik tilnærming viser seg gunstig gitt omfanget av oppgaven ettersom at det på en strukturert måte hjelper med å bidra til innsikt i sammenhenger og gir muligheten til å etablere statistisk inferens gjennom hypotesetester. (Gripsrud, Olsson & Silkoset, 2016, s. 295-299).

2. Teoretisk rammeverk og tidligere litteratur

I dette kapitlet kommer jeg til å se nærmere på det teoretiske rammeverket som legger grunnlaget for metoden i denne oppgaven. jeg kommer også til å gi et innblikk i litteraturen bak dette rammeverket med et rettet blikk mot lærererfaring.

2.1. Teoretisk rammeverk

Forskning som baserer seg på utdanningspolitikken har tradisjonelt ikke vært preget av økonomer, men vi har i senere tid sett utviklingsøkonomi et forskningsfelt preget av mye vekst. Et stort omfang av økonomers bidrag til utdanningspolitikken tar utgangspunkt i å maksimere humankapital. En av de mest brukte tilnærmingene for å forske på dette tar sikte på å finne ut hvilket typer ressurser som viser seg viktigst å vektlegge for at elever skal prestere best mulig på skolen. På den måten kan det kartlegges hvor skoler og offentlige myndigheter burde investere økonomiske midler for å oppnå det største utbytte i form av akademiske resultater. Denne sammenhengen kan vises som en funksjon der ulike sett variabler inkluderes med sikte på å oppnå størst mulig produksjon i form av resultater (Bonesrønning, 2004, s. 14-16). En slik funksjon blir kalt skoleproduktfunksjonen og danner rammeverket for denne oppgaven.

Skoleproduktfunksjonen:

$$O_{it} - O_{it^*} = f(F_i^{(t-t^*)}, P_i^{(t-t^*)}, S_i^{(t-t^*)}) + e_{it}$$

$O_{it} - O_{it^*}$ forklarer prestasjonen til eleven denotert som «i» og består av funksjonen $f(F_i^{(t-t^*)}, P_i^{(t-t^*)}, S_i^{(t-t^*)})$ og restleddet e_{it} , der:

$F_i^{(t-t^*)}$ forklarer familiekarakteristika

$P_i^{(t-t^*)}$ forklarer medelevkarakteristika

$S_i^{(t-t^*)}$ forklarer skoleinnsatsfaktorer

2.2 Tidligere litteratur

Mye av grunnlaget for forskningen med utgangspunkt i skoleproduktfunksjonen kommer fra James Colemans undersøkelse om muligheten til å redusere raseforskjeller i USA ved å forbedre utdanningen til den svarte befolkningen. Her fant Coleman at variabler innenfor familiekarakteristika og medeleverkarakteristika hadde signifikante verdier. Derimot var effekten av skoleinnsatsfaktorer, som inneholder lærerkarakteristika og skoleressursvariabler, i større grad uklare og preget av variabler med lite signifikans i sine parametere (Bonesrønning, 2004, s. 16).

Colemans grunnlag for skoleproduktfunksjonen har vist seg å være kontroversiell. Blant annet har det blitt rettet kritikk mot at hans tolkning av lite signifikante nivåer for skoleinnsatsfaktorer. Dette er fordi tolkningen har ført til den misvisende ideen om at lærere ikke har noen stor innvirkningskraft for elevers resultater, og ut ifra den konklusjonen har mange undergravd viktigheten av trekk ved gode lærere. (Nye, Konstantopoulos & Hedges, 2004, s.238).

Uklarheten med hensyn på signifikante variabler mener mange at understreker en svakhet for forskning som i hovedsak ser på ressursene, men som foreløpig ikke evner seg til å etablere systematiske sammenhenger mellom ressurser og resultater (Hanushek, 2020, s. 168). Med utgangspunkt i å forsøke å etablere klarere sammenhenger med elevers resultater har det derfor vokst frem en målstyrt tilnærming som har fått mye søkelys. Denne tilnærmingen vektlegger å gi insentiver for å oppnå resultater fremfor å ta utgangspunkt i hvilke ressurser som kan inkluderes for å oppnå best mulig effekt (Bonesrønning, 2004, s. 19).

Dagens forskning støtter at gode lærere er viktig for at elever skal prestere. Ved å måle veksten i resultatene til elever fra forskjellige klasserom har Hanushek (1992) estimert at forskjellen i effekten til en god lærer og en dårlig lærer kan være så stor at den tilsvarer ett helt år med kunnskap for eleven. Det ligger derimot fortsatt stor usikkerhet knyttet til hvilke spesifikke trekk av karakteristika som er viktigst for lærerens effektivitet.

Effekten av lærererfaring er i litteraturen er omdiskutert. På den ene siden har det blitt gjennomført studier som konkluderer i at det ikke foreligger noen sammenheng mellom lærererfaring og effektivitet. Dette er en oppfatning som ser ut til å være den dominerende. Allikevel må det påpekes at det er også gjennomført studier der det pekes på svake, men signifikante sammenhenger. (Nye, Konstantopoulos & Hedges, 2004, s. 238).

Uansett ståstedet om effekten til lærerkarakteristika så ligger det en bred formening om at dette er en krevende sammenheng å tolke på grunn av vanskeligheten som ligger i å lage modeller som kontrollerer for alle relevante variabler som kan ha en effekt på elevresultater. (Nye, Konstantopoulos & Hedges, 2004, s. 238).

3. Empirisk strategi

I dette kapitlet kommer jeg til å forklare den metodiske fremgangsmåten som kommer til å bli benyttet. Kapitlet forklarer spesifisering av modellen som kommer til å bli brukt for å best mulig svare de problemstillingene som er gitt i denne oppgaven. Kapitlet vil forklare sentrale elementer for gjennomføring av spesifisering, estimeringsmetoden til denne modellen og hypotesetesting.

3.1. Grunnlaget for en god modell

Jeg ønsker å besvare problemstillingene ved å etablere en økonometrisk modell som viser seg passende gitt omfanget av oppgaven. Det finnes ingen fasitsvar for hva som gjør en modell korrekt, men jeg kommer til å ta utgangspunkt i følgende kriterier når jeg skal spesifisere modellen slik at den blir så god som mulig. (Gujarati & Porter s. 220).

Ockham's razor

Ockham's razor forklarer oss at selv en detaljert modell som inkluderer mange variabler vil aldri gi et eksakt bilde av virkeligheten. Derfor inkluderes variabler med et fokus på parsimoni. Jeg vil bare inkludere variabler som jeg føler er essensielle for å etablere modellen. Variablene kommer til å bli definert senere i oppgaven.

Identifiserbar

De estimerte parameterne til modellen må være identifiserbare i form av at de har unike verdier for det datasettet som benyttes.

Goodness of fit

Goodness of fit viser forklaringskraften til modellen og er representert ved R^2 . Verdien til R^2 viser oss hvor mye av variasjonen i den avhengige variabelen kan forklares av de uavhengige variablene, og vil dermed fortell om modellen vil være passende for dataen. En god modell vil sikte på å oppnå en R^2 med høy verdi.

Teoretisk konsistens

Modellen skal spesifiseres med utgangspunkt i skoleproduktfunksjonen. Det teoretiske grunnlaget danner ofte konsensus for om flere av parameterne har en negativ eller positiv verdi. Om flere av de estimerte parameterne strider mot det teoretiske grunnlaget kan dette tilsa at modellen er svak selv om forklaringskraften R^2 er stor.

Prediktiv kraft

Modellen struktureres med utgangspunkt i tidligere modeller som har vist seg å ha suksess i å forutse sammenhenger for skoleproduktfunksjonen. Dette gjøres for å sikre oss at modellformen har validitet.

3.2. Spesifisering av modellen

Skoleproduktfunksjonen er gitt som en funksjon av flere faktorer som representerer forskjellige sett med variabler. Det vil derfor ikke være tilstrekkelig å benytte seg av en enkel lineær regresjonsmodell for å studere virkningen av lærererfaring. Dette er fordi vi da kan anta, med støtte i tidligere litteratur, at det er flere variabler som vil ha en effekt på leseferdigheten til eleven. En enkel lineær regresjonsmodell vil besitte begrenset forklaringskraft. Vi må derfor ta utgangspunkt i en modell der flere variabler kontrolleres for.

Som utgangspunkt for denne oppgaven ønsker jeg å lage en lineær approksimasjon for skoleproduktfunksjonen. Valget for en lineær approksimasjon av modellen er motivert av at en slik funksjonsformen ofte er benyttet i tidligere studier tilknyttet skoleproduktfunksjonen. Jeg anser derfor denne funksjonsformen som det beste valget for å unngå muligheten for spesifikasjonsfeil. Jeg danner følgende multiplere regresjonsanalytiske grunnmodell:

$$(1) \text{read}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{teacher_exp}_i + \beta_2 \text{teacher_fem}_i + \beta_3 \text{Sweden}_i + \beta_4 \text{girl}_i + \beta_5 \text{birthm}_i + \beta_6 \text{not_born}_i + \beta X + \varepsilon_i$$

Grunnmodellen består av variabler som representerer lærerkarakteristika og elevkarakteristika. For å sammenligne Norge med Sverige har jeg også inkludert dummyvariabelen «Sweden» som representerer det Svenske datasettet. X er et sett kontrollvariabler som tar for seg familiekarakteristika og skoleressursvariabler for å dekke flere sentrale faktorer som står sentralt i teorien om skoleproduktfunksjonen. Her er det viktig å merke seg at det som i teorien defineres innen skoleinnsatsfaktoren blir her delt opp. Lærerfaring inngår i grunnmodellen, og skoleressurser blir kontrollert for senere. Vi noterer oss også det stokastiske leddet representert i grunnmodellen ved ε_i .

Vi gjør følgende antagelser for modellen:

1. Modellen er lineær i parameterne.
2. De uavhengige variablene er ikke korrelerte med det stokastiske restleddet, ε .
3. $E(\varepsilon|X_i) = 0$ for den gitte verdien av X_i .
4. $\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma^2$. Variansen er lik for alle ε_i (homoskedastisitet).
5. $\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ der $i \neq j$. Det er ingen korrelasjon mellom to ε_i .
6. Modellen er spesifisert riktig. Det vil si at det er ingen spesifikasjonsfeil eller forventningsfeil.

7. Det stokastiske restleddet ε_i er normalfordelt med et gjennomsnitt lik 0 og en varians lik σ^2 . $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. Dette er med på å etablere statistisk inferens.

Modellens stokastiske restledd.

1. Det stokastiske restleddet kan representere effekten av relevante variabler som er med på å bestemme den avhengige variabelen, men som er utelatt fra modellen.
2. Det stokastiske restleddet kan være med på å plukke opp tilfeldigheter som er med på å påvirke den avhengige variabelen, selv ved inklusjon av alle relevante variabler.
3. Det stokastiske restleddet kan representere målefeil (Gujarati & Porter s. 27).

3.3. Spesifikasjonsfeil ved valgte variabler

Ved spesifikasjon av grunnmodellen rettes det et fokus mot å minimere muligheten for målefeil ved å inkludere et passende antall variabler.

Utelatt variabel problem

Vi har tidligere sett at en av forutsetningene for en god modell er parsimoni. Men det er ekstremt viktig at variabler som er relevante ikke utelates. Dette er et krevende aspekt ettersom at skoleproduktfunksjonen tar for seg et bredt omfang av forskjellige typer variabler. Om relevante variabler utelates begås det en spesifikasjonsfeil som svekker den prediktive evnen til modellen betraktelig. Problemet som da oppstår, kan vises slik:

Korrekt modell:
$$Y_i = B_1 + B_2X_{2i} + B_3X_{3i} + u_i$$

Estimert modell:
$$Y_i = A_1 + A_2X_{2i} + v_i$$

Om nå X_{3i} er utelatt og viser seg å være korrelert X_{2i} vil estimeringen av modellens parametere kunne bære preg av målefeil. Dette kan vi vise ved følgende:

$$E(a_2) = B_2 + B_3\beta_{32}$$

$$E(a_1) = B_1 + B_3(\bar{X}_3 - \beta_{32}\bar{X}_2)$$

β_{32} representerer stigningen til den utelatte variabelen X_{3i} på X_{2i} . Vi ser da at den eneste måten for at estimatoren a_2 ikke er målt feil er ved at β_{32} er lik null. Tilsvarende vil en $(\bar{X}_3 - \beta_{32}\bar{X}_2)$ med verdi ulik null føre til emålefeil for den estimerte a_1 . (Gujarati & Porter s. 222).

Unødvendig variabel problem

Det vil heller ikke være fordelaktig å inkludere for mange variabler i grunnmodellen, selv om dette ikke er et like alvorlig problem. Følgende viser en modell som inneholder unødvendige variabler:

Korrekt modell:
$$Y_i = B_1 + B_2X_{2i} + u_i$$

Estimert modell: $Y_i = A_1 + A_2X_{2i} + A_3X_{3i} + v_i$

Problemet som skjer for den estimerte modellen, er at parameterens varians er mer enn for den korrekte modellen. Estimering av denne modellen vil være påvirket av målefeil (Gujarati & Porter s. 225).

3.4. Estimeringsmetode

For å kunne svare på de problemstillingene som er satt til denne oppgaven må det rettes interesse mot lærererfaring representert ved variabelen `teacher_exp`, og dens tilhørende koeffisient.

For å forstå effekten av `teacher_exp` ønsker jeg å se på estimatet for β_1 , og hvordan verdien til parameteren endres. Jeg kommer til å undersøke endringen til parameteren ved inklusjon av ulike sett kontrollvariabler og foreta hypotesetester. Lineæriteten til `teacher_exp` kommer til å undersøkes, og hvorvidt effekten av om `teacher_exp` er forskjellig for Norge og Sverige. Hypotesetester vil bli benyttet for å teste signifikansen til `teacher_exp`, og inkluderte kontrollvariabler.

Ordinary Least Squares Estimators

For å estimere parameterne til variablene benytter jeg OLSE (Ordinary Least Squares) som estimeringsmetode. OLSE er en metode som tar for seg å minimere summen av kvadrerte residualer (residual sum of squares). Ved å minimere kvadrerte residualer minimeres den variasjonen mellom datasettet og regresjonsmodellen som ikke kan forklares. Vi benytter et stilisert eksempel for å vise minimeringen:

$$\hat{Y}_i = \beta_0 + \beta_1X_{1t} + \beta_2X_{2t} + \dots + \beta_kX_{kt}.$$

Her ser vi en regresjon som estimerer den avhengige variabelen Y_i . Henholdsvis er parameterne B_i estimert ved β_k . For estimering med OLS ønskes det å minimere residualene. Dette kan vi se ved følgende.

$$\sum_{t=1}^t \{Y_t - (\hat{Y}_t)\}^2$$
$$\sum_{t=1}^t \{Y_t - (\beta_1 + \beta_2X_{2t} + \beta_3X_{3t} + \dots + \beta_kX_{kt})\}^2$$

Estimeringen av variansen er gitt som følgende:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n - k} \sum_{t=1}^n e_t^2$$

Der k = antall parametere i modellen. $n - k$ = gjennomsnittlig frihetsgrad for residualene kvadrert.

Gitt at punkt 1-6 av antagelsene til regresjonsmodellen holder, sier Gauss-Markov teoremet at OLS estimatorene er BLUE (best linear unbiased estimators) og med det oppnås det den minste variansen for de lineære estimatorene. (Gujarati & Porter s. 60).

Egenskapene til OLS estimater:

1. De estimerte parameterne er lineære funksjoner av den avhengige variabelen.
2. Estimatorene er forventningsrette. Altså vil forventningen til estimatene være lik parameterne de estimerer og forventet varians vil være lik variansen. $E(\beta_1) = B_1$, $E(\beta_2) = B_2$, $E(\hat{\sigma}^2) = \sigma^2$.
3. De estimerte parameterne er effektive slik at de har minst varians av alle forventningsrette lineære estimatorer.

3.5. Hypotesetesting

Forutsatt at punkt 2 og 3 av egenskapene til OLS estimater holder og det stokastiske restleddet i tillegg er normalfordelt, kan vi gjennomføre hypotesetester på parameterne for å undersøke om det kan etableres statistisk inferens. Med det benyttes hypotesetester til å teste om det kan trekkes konklusjoner for populasjonen med utgangspunkt i datasettet (Thomas, 2005, s. 125-126).

Det vil gjennomføres flere forskjellige typer hypotesetester i denne oppgaven. Valget av test vil avhenge av fordelingen til variabelen/variablene og det som skal svares på. I denne oppgaven vil følgende hypotesetester bli benyttet. Se appendiks A for en nærmere forklaring av testene.

T-tester vil bli benyttet for å teste signifikansen til enkelte uavhengige variabler gjennom hypoteser om variabelens lineæritet med den avhengige variabelen. Hypotesene vil være strukturert som følgende:

$$\begin{aligned}H_0: B_i &= 0 \\H_1: B_i &\neq 0\end{aligned}$$

F-tester og partielle F-tester vil bli brukt for å teste signifikansen til alle eller flere av de uavhengige variablene gjennom hypoteser om variablenes sammenheng med den avhengige variabelen.

Hypotesene vil være strukturert som følgende.

F-test:

$$\begin{aligned}H_0: B_2 = B_3 = \dots = B_k &= 0 \\H_1: \text{ikke alle } B_i &\text{ er lik } 0\end{aligned}$$

Partiell F-test:

$$H_0: B_{g+1} = B_{g+2} = \dots = B_k = 0$$

$$H_1: \text{ikke alle } B_i \text{ er lik } 0$$

Vi merker oss også at det ligger en nær sammenheng mellom F-testen og R^2 . Dette er fordi R^2 gir et mål på om variablene i modellen sammen har innflytelse på den avhengige variabelen. Denne sammenhengten gir oss muligheten til å strukturere en hypotesetest med R^2 , som da gir den samme forklaringen som oppnås ved å bruke en F-test. F-testen måler dermed ikke bare signifikansen til estimerte parametere, men også R^2 . En hypotesetest med fokus på R^2 for å måle variablenes signifikant ser slik ut: (Gujarati & Porter s. 108)

$$H_0: R^2 = 0$$

$$H_1: R^2 \neq 0$$

3.6. Ceteris Paribus

For økonometriske tolkninger i denne oppgaven kommer det til å undersøkes effekter av marginale endringer i uavhengige variabler. Det å isolere endringer slik at de uavhengige variablene ikke påvirker hverandre er krevende. Ceteris Paribus kommer derfor til å bli antatt ved slike tolkninger. Det vil si at et antas at ved en tolkning av endringen i en variabel antas alle de andre variablene å holdes konstant (Thomas, 2005, s. 386).

4. Datamaterialet

I dette kapittelet kommer jeg først til å forklare datamaterialet fra PIRLS undersøkelsen i 2001 for å gi leseren en god forståelse for hva som inngår i datamaterialet og hvor det er hentet fra. Oppgavens relevante variabler vil deretter bli definert. Jeg kommer så til å se nærmere på de forskjellige variablene for å gi leseren innsikt i hva de representerer. Først kommer den avhengige variabelen til å bli forklart, deretter den uavhengige interessevariabelen og til sist kontrollvariablene.

4.1. Om datamaterialet

PIRLS er en internasjonal undersøkelse som blir gjennomført hvert femte år for å kartlegge elevers leseferdigheter i 35 forskjellige land. Undersøkelsen omfattet i 2001 om lag 150 000 elever totalt, der 3 459 kommer fra Norge og 7 199 kommer fra Sverige. Undersøkelsen er rettet mot elever i 10 års siktet, men datamaterialet som omhandler Norge og Sverige tok for seg enkelte elever så unge som 6

år, og så gamle som 13. Undersøkelsen er strukturert med vektlegging av elevens forståelseevne, men forsøker også å appellere til fornøyelsen ved lesing. Med dette som utgangspunkt inneholder undersøkelsen derfor en kombinasjon av fakta tekster og litterære tekster. Elevens oppgave er strukturert rundt å besvare ulike spørsmål som konsentrerer seg om å bruke tekstene til å «hente ut informasjon, trekke enkle slutninger, tolke og sammenholde informasjon, og vurdere språk, innhold og virkemidler i teksten» (Solheim & Tønnesen, 2003, s. 5). I forbindelse med undersøkelsen ble det også gitt ulike spørreskjema til elevene, deres foreldre og lærere, med sikte på å forklare sentrale trekk for de ulike gruppene. Disse trekkene i tillegg til informasjon gitt av skolenes rektorer kommer til uttrykk gjennom variabler i datamaterialet (Solheim & Tønnesen, 2003, s. 5-7).

4.2. Definisjon av variabler

Definisjon av avhengig variabel:

read = Kontinuerlig variabel som viser elevens poengsum fra leseprøven

Definisjon av sentral forklaringsvariabel:

teacher_exp = Kontinuerlig variabel som viser antall års erfaring som lærer

Definisjon av kontrollvariabler:

Det er fortatt enkelte omgjøringar av kategoriske variabler med ordinale egenskaper der forskjeller mellom ulike nivåer på variabelens verdier ikke representerer en konsistent sammenheng. Dette er gjort slik at tolkninger forenkles.

teacher_fem = Dummyvariabel som viser om læreren er en kvinne.

$$teacher_fem = \begin{cases} 1 & \text{om Læreren er kvinne} \\ 0 & \text{om Læreren er mann} \end{cases}$$

girl = Dummy variabel som viser om eleven er en jente.

$$girl = \begin{cases} 1 & \text{om Eleven er en jente} \\ 0 & \text{om Eleven er en gutt} \end{cases}$$

income = Er en kategorivariabel som viser inntektsnivået til elevens husholdning. Kategorivariabelen har blitt omgjort til dummyvariabelen *dincome* for bedre tolkningsmuligheter.

$$dincome = \begin{cases} 1 & \text{om Inntekt på \$40,000 eller mer} \\ 0 & \text{om Inntekt under \$40,000} \end{cases}$$

not_born = Dummyvariabel som viser om eleven er født i det landet der eleven går på skole eller ikke.

$$not_born = \begin{cases} 1 & \text{om Elev ikke født i utlandet} \\ 0 & \text{om Elev født i utlandet} \end{cases}$$

par_edu = Kategorivariabel som viser barnets foreldre sin høyeste utdanning. Kategorivariabelen har blitt omgjort til dummyvariabelen dpar_edu for bedre tolkningsmuligheter.

$$dpar_edu = \begin{cases} 1 & \text{om Fullført ungdomskolen} \\ 0 & \text{om Ikke fullført ungdomskolen} \end{cases}$$

Sweden = Dummyvariabel som viser om datamaterialet representerer Norge eller Sverige.

$$Sweden = \begin{cases} 1 & \text{om Representerer Sverige} \\ 0 & \text{om Representerer Norge} \end{cases}$$

clsiz = Kontinuerlig variabel som viser antall elever i en klasse.

school_location = Kategorivariabel som viser hvor mange innbyggere som bor i nærheten elevens skole. Kategorivariabelen har blitt omgjort til dummyvariabelen dschool_location for bedre tolkningsmuligheter:

$$dschool_location = \begin{cases} 1 & \text{om Mer enn 100 000 innbyggere} \\ 0 & \text{om Mindre eller lik 100 000 innbyggere} \end{cases}$$

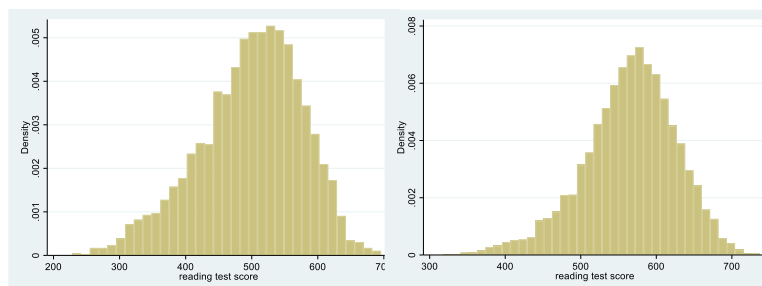
birthm = Kategorivariabel som viser hvilken måned eleven er født. 1 representerer at eleven er født i januar. Hver marginale økning i variabelen representerer et skifte men 1 måned der 12 er den siste verdien som henholdsvis representerer desember.

4.3. Deskriptiv statistikk avhengig variabel

read			
	Norge	Sverige	Samlet
Gjennomsnitt	498.256	564.705	543.139
Standardavvik	78.366	61.313	74.161
maks	695.872	737.326	737.326
min	228.061	318.681	228.061
Antall obs.	3.459	7.199	10.658

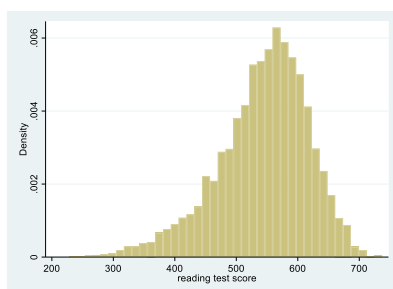
Tabell 4.1.

Tabell 4.1. viser en oversikt over den deskriptive statistikken for den avhengige variabelen read. Tabellen viser den avhengige variabelens gjennomsnitt, standardavvik, maksimumsnivå, minimumsnivå og antall observasjoner. Ifølge tabellen har Svenske elever prestert bedre på lesetesten enn det Norske elever har gjort. Sverige har det høyeste gjennomsnittresultatet, høyeste maksimumresultat og høyeste minimumresultat. Standardavviket gir et anslag for spredningen i datasettet, og vi kan se at spredningen er mindre for Sverige. Det vil si at spredningen av data holder seg nærmere gjennomsnittsnivået. Til slutt noteres det at en større gruppe elever ble testet av PIRLS undersøkelsen i Sverige enn i Norge.



(a) Norge

(b) Sverige



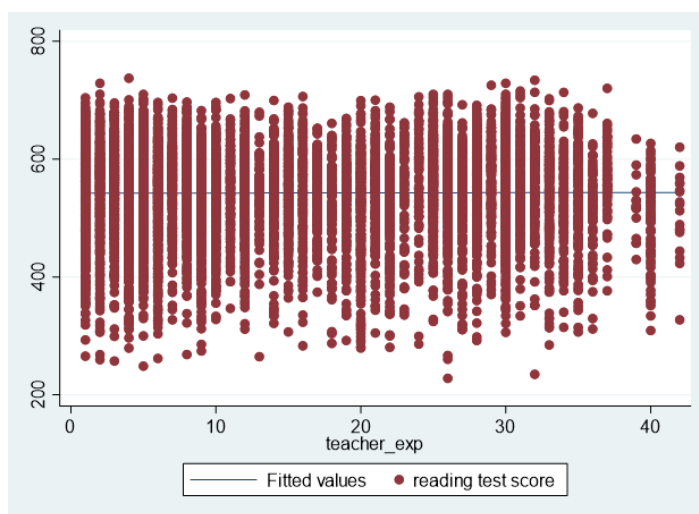
(c) Norge og Sverige

Figur 4.1. Viser et histogram som tar for seg spredningen i leseresultatene for Norge og Sverige.

4.4. Deskriptiv statistikk interessevariabel

teacher_exp	
Gjennomsnitt	15.770
Standardavvik	11.313
maks	42
min	1
Antall obs.	10.078

Tabell 4.2.



Figur 4.2.

Figur 4.2. Viser en enkel regresjon mellom read og teacher_exp. Vi ser en stor spredning av dataplottene, og en regresjonslinje som har en estimert parameter tilsvarende 0.033881. Den lave marginale effekten av teacher_exp på read tyder på to variabler med veldig lav korrelasjon. Ved bruk av en korrelasjonstest gis det en korrelasjon lik 0.0052 som understreker dette. Det noteres også at spredning tyder på at det er en lineær sammenheng mellom de to variablene

4.5. Deskriptiv statistikk kontrollvariabler

	teacher_fem	dincome	Girl	birthm
Gjennomsnitt	0.829	0.687	0.487	6.333
Standardavvik	0.376	0.439	0.500	3.668
maks	1	1	1	12
min	0	0	0	1
Antall obs.	10,306	10,658	10,465	10,467

	dpar_edu	not_born	clsize	dschool_location
Gjennomsnitt	0.465	0.111	24.712	0.351
Standardavvik	0.499	0.315	8.287	0.477
maks	1	1	57	1
min	0	0	4	0
Antall obs.	10,658	10,383	10,255	10,658

Tabell 4.3.

Det noteres at majoriteten av kontrollvariablene er oppgitt som en kategorivariabel eller en dummyvariabel. Dette gjør det krevende å benytte eksempelvis en korrelasjonsmatrise for å teste korrelasjonen mellom de enkelte variablene. Variablene er utvalgt med et bevisst fokus i å unngå høy multikollinearitet.

5. Empiriske resultater

I dette kapitlet skal jeg først forklare kort hvilke sett med utvidede modeller som har blitt laget for å besvare denne oppgaven. Deretter kommer jeg til å tolke de estimerte resultatene for grunnmodellen og de utvidede modellene.

5.1. Modellvarianter

$$(2) \text{ read}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{teacher_exp}_i + \beta_2 \text{teacher_fem}_i + \beta_3 \text{Sweden}_i + \beta_4 \text{girl}_i + \beta_5 \text{birthm}_i + \beta_6 \text{not_born}_i + \beta_7 \text{dincome}_i + \beta_8 \text{dpar_edu}_i + \varepsilon_i$$

$$(3) \text{ read}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{teacher_exp}_i + \beta_2 \text{teacher_fem}_i + \beta_3 \text{Sweden}_i + \beta_4 \text{girl}_i + \beta_5 \text{birthm}_i + \beta_6 \text{not_born}_i + \beta_7 \text{dincome}_i + \beta_8 \text{dpar_edu}_i + \beta_9 \text{clsize}_i + \beta_{10} \text{dschool_location}_i + \varepsilon_i$$

$$(4) \text{ read}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{teacher_exp}_i + \beta_2 \text{teacher_fem}_i + \beta_3 \text{Sweden}_i + \beta_4 \text{girl}_i + \beta_5 \text{birthm}_i + \beta_6 \text{not_born}_i + \beta_7 \text{dincome}_i + \beta_8 \text{dpar_edu}_i + \beta_9 \text{clsize}_i + \beta_{10} \text{dschool_location}_i + \beta_{11} \text{teacher_exp_sq}_i + \varepsilon_i$$

$$(5) \text{ read}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{teacher_exp}_i + \beta_2 \text{teacher_fem}_i + \beta_3 \text{Sweden}_i + \beta_4 \text{girl}_i + \beta_5 \text{birthm}_i + \beta_6 \text{not_born}_i + \beta_7 \text{dincome}_i + \beta_8 \text{dpar_edu}_i + \beta_9 \text{clsize}_i + \beta_{10} \text{dschool_location}_i + \beta_{11} \text{teacher_expXS}_i + \varepsilon_i$$

Regresjonen (2) kontrollerer for et sett kontrollvariabler som er motivert fra skoleproduktfunksjonen som tar for seg familiekarakteristika. Kontrollvariablene har blitt inkludert i denne modellen for å teste robustheten til `teacher_exp`.

Regresjonen (3) kontrollerer for enda et sett med kontrollvariabler motivert fra skoleproduktfunksjonen. I denne modellen kontrolleres det for skoleressursvariabler.

Regresjonen (4) inkluderer det en kvadratisk variabel for lærererfaring. Motivet for dette er å teste om den marginale effekten av lærererfaring etter hvert blir avtagende.

Regresjonen (5) inkluderer et interaksjonsledd for å studere om effekten av lærererfaring er forskjellig mellom Norge og Sverige.

5.2. Modellresultater

	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)
L* og E**	X	X	X	X	X
Sweden	X	X	X	X	X
F***		X	X	X	X
S****			X	X	X
teatcher_sq				X	
teatcherXsweden					X

*Lærerkarakteristika **Elevkarakteristika ***Familiekarakteristika ****Skoleressursvariabler

X er avkrysset for inkluderte sett med variabler. Se Appendiks B for detaljert fremstilling

Justert R^2

Jeg har tidligere forklart hva som inngår i begrepet R^2 som et mål på goodness of fit. Videre i tolkning av modellene kommer jeg til å benytte adj. R^2 som et mål for modellens forklaringskraft. Adj. R^2 justerer R^2 for inklusjon av antall uavhengige variabler som legges til i modellen. Verdien til adj. R^2 vil kun øke om de uavhengige variablene som inkluderes bidrar til å øke forklaringskraften til modellen juster for antall variabler. Dette gir meg et nyttig virkemiddel for å se om modellen burde ekspanderes for ulike sett kontrollvariabler.

Standardfeil

Standardfeilen gir et mål på hvor mye gjennomsnittet til den utvalgte variabelen avviker fra variabelens faktiske gjennomsnitt i populasjonen. Standardfeilen kommer direkte til uttrykk gjennom T-verdien til variabelen. En høy standardfeil minker T-verdien til variabelen og signifikansen minker. Graden av et slikt avvik har derfor en direkte påvirkning på konfidensintervallet til variabelens estimerte parameter. En høy standardfeil fører til et økt konfidensintervall for variabelen, som gjør øker feilmarginen. For standardfeilens formelle struktur i hypotesetester se appendiks A.

Modell (1)

Jeg benyttet OLS for å estimere en grunnmodell bestående av variabler som representerer lærerkarakteristika og elevkarakteristika samt en dummyvariabel for Sverige. Vi ser at estimatet for parameteren til lærererfaring har en positiv verdi tilsvarende 0.1166, det vil si at ett års økning i erfaringen til en lærer i snitt vil øke resultatet til en elev på leseprøven med 0.1166 (det minnes om ceteris paribus antagelsen fremover). Vi merker oss at leseprøven gjennomført av elever i Norge og Sverige hadde et omfang av leseresultater fra 228.061 på det laveste til 737.326 på det høyeste med et tilhørende standardavvik på 74.161. Tar vi utgangspunkt i dette kan vi se at innvirkningen som lærererfaringen har på elvers leseresultat er relativt liten. Dette kan også ses ved å rette blikket mot skjæringspunktet lik 498.0852. En økning i lærererfaring med ett år vil ifølge modellen føre til et leseresultat tilsvarende $498.0852 + 0.1166 = 498.2018$.

Lærerfaring representert ved `teacher_exp` er signifikant til et konfidensintervall på 95% for denne modellen. Under vises fremgangsmåten for å benytte T-testen. Den samme fremgangsmåten vil bli brukt for de gjenværende T-testene i denne oppgaven.

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

$$T = \frac{\beta_1 - B_1^*}{\text{se}(\beta_1)} = \frac{0.1166 - 0}{0.0577} = 2.2008$$

$$t_{\frac{\alpha}{2}, n-7} = t_{\frac{0.05}{2}, 9762} = 1.960$$

$$\beta_1 \pm t_{\frac{\alpha}{2}, n-7} \widehat{\text{se}}(\beta_1) = 0.1166 \pm 1.960 * 0.0577 = (-0.0035, 0.2296)$$

$$|2.2008| \geq 1.960$$

H_0 forkastes.

Adj. R^2 er for denne modellen lik 0.2353 som sier oss at 23.53% av variasjonen i leseresultatene kan forklares ved bruk av denne modellen justert for de inkluderte variablene.

Modell (2)

Jeg utvider grunnmodellen og inkluderer et sett kontrollvariabler som representerer familiekarakteristika (F). Vi ser at estimatet på den marginale effekten til lærererfaring fortsatt er av positiv verdi og tilsvarer 0.1120. Kontrollert for variablene som representerer elevkarakteristika har dermed den estimerte effekten av ett års ekstra erfaring minket. En T-test målt for et 95% konfidensintervall tilsier at `teacher_exp` er signifikant. En nullhypotese for parameteren kan nå forkastes. Jeg ønsker å teste om inklusjonen av kontrollvariablene er signifikante samtidig og gjennomfører en partiell f-test:

$$H_0: \beta_7 = \beta_8 = 0$$

$H_1: \beta_7$ og β_8 er ikke begge lik 0

$$F = \frac{(\text{ESS}_{full} - \text{ESS}_{reduced}) / (k-g)}{\text{RSS}_{full} / (df \text{ of } \text{RSS}_{full})} = \frac{(R_{full}^2 - R_{reduced}^2) / (k-g)}{(1 - R_{full}^2) / (df \text{ of } \text{RSS}_{full})} = \frac{(0.3003 - 0.2358) / (2)}{(1 - 0.3003) / (9760)} = 449.84$$

$$F_\alpha(2, 9760) = 3$$

$$449.84 > 3$$

H_0 forkastes.

Den høye F-verdien forteller oss at telleren som gir et innblikk i at variansen til read som er forklart er en god del større en variansen som ikke kan forklares vist ved nevneren. F-verdien er på 449.84 og er signifikant ettersom at den er større enn 3. Av det kommer konklusjonen at ikke både β_7 og β_8 er lik null. Individuelle T-tester som ikke tar hensyn til den samlede signifikansen, men variablene hver for seg viser også at begge variablene er signifikante til et 95% konfidensintervall.

Vi ser at adj. R^2 nå har økt til 0.2997. Inklusjonen av kontrollvariabler for elevkarakteristika har dermed økt forklaringskraften til modellen justert for antall variabler. 29.97% av variasjonen til leseresultatene til elever kan forklares ved modellen.

Modell (3)

I modell (3) har det blitt inkludert et nytt sett med kontrollvariabler som representerer skoleressursvariabler (S). Estimater på den marginale effekten til lærererfaring er fortsatt av positiv verdi og har økt til 0.1451. Kontrollert for skoleressursvariablene har dermed den estimerte effekten av ett år ekstra lærererfaring økt. En T-test målt for et 95% konfidensintervall tilsier at teacher_exp fortsatt er signifikant.

Det gjøres en partiell f-test for følgende hypotese:

$$H_0: \beta_9 = \beta_{10} = 0$$

$H_1: \beta_9$ og β_{10} er ikke begge lik 0

$$F = \frac{(\text{ESS}_{full} - \text{ESS}_{reduced}) / (k-g)}{\text{RSS}_{full} / (df \text{ of } \text{RSS}_{full})} = \frac{(R_{full}^2 - R_{reduced}^2) / (k-g)}{(1 - R_{full}^2) / (df \text{ of } \text{RSS}_{full})} = \frac{(0.3022 - 0.3003) / (2)}{(1 - 0.3022) / (9760)} = 13.2875$$

$$F_\alpha(2, 9760) = 3 \text{ holder.}$$

$$13.2875 > 3$$

H_0 forkastes.

De inkluderte kontrollvariablene har en F-verdi tilsvarende 12.26. Den forklarte variansen mellom de to modellene er høy, og vi kan konkludere med at inklusjonen er signifikant. Vi forkaster derfor H_0 . β_9 og β_{10} er begge ikke lik null. Vi vender også blikket mot hver av variablenes individuelle signifikans ved en T-test, og ser at begge variablene hver for seg er signifikante til et 95% konfidensintervall. Vi ser at adj. R^2 nå har økt ytterligere til 0.3022. Kontrollering av skoleressursvariabler har dermed økt forklaringskraften til modellen justert for antall variabler. 30.22% av variasjonen til leseresultatene til elever kan forklares ved modellen.

Modell (4)

I modell (4) har jeg inkludert et kvadratisk ledd på lærererfaring, gitt som $teacher_exp_sq$, for å teste om variabelen er ikke-lineær. Nærmere forklart gir inklusjonen av et kvadratisk ledd meg en mulighet til å studere hvordan effekten til $teacher_exp$ er for høye nivåer for variabelen. Dette gjøres slik at jeg kan teste om effekten til variabelen har en marginal effekt som avtager for høye nivåer av $teacher_exp$.

Det påpekes at den kvadratiske variabelen oppnår en stor korrelasjon med $teacher_exp$. Dette støttes ved en korrelasjonstest som viser en korrelasjon tilsvarende 0.9701. Grunnet det nærliggende forholdet mellom de to variablene er dette forventet, og resulterer ikke i at variabelen utelates fra modellen. Jeg tar hensyn til innvirkningen at en slik korrelasjon kan påvirke standardfeilen og signifikansen til $teacher_exp$ sin parameter, men ser at den fortsatt forblir signifikant til et 95% konfidensintervall.

Vi ser at estimatet for parameteren til den kvadratiske lærererfaringsvariabelen er negativt og tilsvarer -0.0129. Dette støtter at den marginale effekten til lærererfaring er avtagende etter mange års erfaring. En økning i antall år med lærererfaring kvadrert vil i snitt gi en effekt på -0.0129. Ved å benytte en T-test så forkastes nullhypotesen, og vi kan konkludere med at verdien er signifikant forskjellig fra null gitt et 95% konfidensintervall.

Vi ser at adj. R^2 nå har økt ytterligere til 0.3024. Inklusjonen av $teacher_exp_sq$ har dermed økt forklaringskraften til modellen justert for antall variabler. 30.24% av variasjonen til leseresultatene til elever kan forklares ved modellen.

Modell (5)

I modell (5) er det lagt til et interaksjonsledd mellom lærererfaring og dummyvariabelen for Sverige ved variabelen $teacher_exp \times Sweden$, slik at det kan undersøkes om effekten av lærererfaring på leseresultatet til elever er være signifikant forskjellig for Norge og Sverige.

I denne modellen har jeg valgt å utelate $teacher_exp_sq$ som ble undersøkt i den forrige modellen.

Dette er av tolkningsgrunner da den høye korrelasjonen kan innvirke på standardfeilen og signifikansen til $teacher_exp$ og dermed gjøre den misvisende.

For å undersøke denne forskjellen estimeres modellen med OLS. Følgende modell blir estimert.

$$\text{read} = 509.269 - 0.2273\text{teacher_exp} + 5.4308\text{teacher_fem} + 55.3779\text{Sweden} + 10.2378\text{dincome} + 21.0821\text{girl} - 1.9729\text{birthm} - 34.6438\text{dpar_edu} - 38.5522\text{not_born} + 0.1630\text{clsiz} + 5.8817\text{dschool_location} + 0.5465\text{teacher_expXS} + \varepsilon$$

Effekten til lærererfaring for leseresultat i Norge kommer til uttrykk i følgende likning:

$$\text{read} = 509.269 - 0.2273\text{teacher_exp} + 5.4308\text{teacher_fem} + 10.2378\text{dincome} - 21.0821\text{girl} + 1.9729\text{birthm} - 34.6438\text{dpar_edu} - 38.5522\text{not_born} + 0.1630\text{clsiz} + 5.8817\text{dschool_location} + \varepsilon$$

En marginal økning i lærererfaring vil i snitt gi en negativ effekt tilsvarende -0.2273 for leseresultatet til elever i Norge.

Effekten til lærererfaring for leseresultat i Sverige kommer til uttrykk i følgende likning:

$$\text{read} = (509.269 + 55.3779) + (-0.2273 + 0.5465)\text{teacher_exp} + 5.4308\text{teacher_fem} + 10.2378\text{dincome} + 21.0821\text{girl} - 1.9729\text{birthm} - 34.6438\text{dpar_edu} - 38.5522\text{not_born} + 0.2133\text{clsiz} + 7.9137\text{dschool_location} + \varepsilon$$

En marginal økning i lærererfaring vil i snitt gi en positiv effekt tilsvarende $-0.2273 + 0.5465 = 0.3192$ for Sverige.

Med dette så forklarer modellen at den marginale effekten av lærererfaring har motsatt effekt i Norge og Sverige. For Norge var effekten negativ tilsvarende -0.2273 , mens effekten i Sverige som står får den største andelen av datamaterialet viste seg positiv tilsvarende 0.3192 . Vi ser da at ifølge modellen så tyder det på at det positive estimatet for lærererfaring i de andre modellene skyldes av en nettoeffekt mellom Norge og Sverige som har vist seg positiv. Ved å benytte en T-test kan vi også se at interaksjonsvariabelen mellom Norge og Sverige er signifikant til et konfidensintervall på 95%.

Vi ser at $\text{adj. } R^2$ nå har ytterligere til 0.3037 . Inklusjonen av kontrollvariabelen for teacher_expXS har dermed økt forklaringskraften til modellen justert for antall variabler. 30.37% av variasjonen til leseresultatene til elever kan forklares ved denne modellen.

6. Konklusjon

I denne oppgaven har jeg med utgangspunkt i et datasett som omhandler Norge og Sverige, undersøkt hvordan lærererfaring påvirker leseresultatet til elever. Jeg forsøker med oppgaven å hjelpe til med å videreutvikle innsikt i forståelsen av lærerkarakteristika for skoleproduktfunksjonen gjort ved

tidligere studier der fokuset har vært rettet mot lærererfaring som en innsatsfaktor. For å undersøke denne sammenhengen har jeg konsentrert meg om Norge og Sveriges resultater på PIRLS undersøkelsen gjennomført i 2004. Jeg har i tillegg undersøkt om lærererfaring har en avtagende effekt, og om effekten til lærererfaring er forskjellig mellom de nordiske landene.

OLS har blitt benyttet til å estimere forskjellige modeller utledet for å besvare de gitte problemstillingene med utgangspunkt i skoleproduktfunksjonen. Jeg har funnet ut at effekten av lærererfaring forblir robust når den er kontrollert for flere sett med kontrollvariabler. Det merkes allikevel at økt lærererfaring viser seg å ha en relativ effekt som er svært liten i forhold til spannet av resultatene fra undersøkelsen. Denne effekten har blitt vist som avtagende for høye nivåer av lærererfaring. Videre har det også blitt vist at effekten er signifikant forskjellig mellom Norge og Sverige, der effekten av lærererfaring er større for Sverige enn for Norge. Forklaringsverdien til modellen oppnådde den høyeste verdien i modell (5), der de uavhengige variablene kan forklare 30.37% av variasjonen i leseresultater hos elevene.

Resultatene støtter tidligere litteratur som har etablert at effekten av lærererfaring er svært lav. Selv om estimatet kontinuerlig gjennom besvarelsen er av lave verdier, så strider resultatet mot litteratur som påviser ikke signifikante verdier for lærererfaring. Modellene har tatt for seg et begrenset utvalg av variabler i henhold til skoleproduktfunksjonen og har ikke en forklaringskraft som er tilstrekkelig nok variasjonen i leseresultater med stor sikkerhet. Derfor vil jeg vektlegge at validiteten til resultatene må tolkes med forsiktighet.

For videre studier burde mer omfattende analyser gjennomføres der flere variabler kontrolleres for slik at forklaringskraften forbedres. Det kan også være av interesse å vende fokuset mot andre, mindre dokumenterte variabler, for å bedre kartlegge hvilke lærerkaraktistika som viser å ha en effekt for elevresultater. For denne prosessen kan det også være av interesse å benytte andre typer estimeringsmetoder enn OLS.

Denne oppgaven tok for seg å undersøke effekten av lærererfaring som en innsatt ressurs i skoleproduktfunksjonen. Ettersom at litteraturen nå i større grad ser ut til å vektlegge målstyring som metode for bedring av elevresultater vil jeg også anbefale videre forskning på lærerkaraktistika der en slik tilnærming benyttes.

Litteraturliste

Bonesrønning. (2004). Utforming av utdanningspolitikken – hva kan økonomene bidra med? *Økonomisk forum*, 58(3), 14-23. Hentet fra

<https://samfunnsokonomene.no/wp-content/uploads/2019/05/Trykkutgave-4-2012.pdf>

Gripsrud, G., Olsson, U. H. & Silkoset, R. (2016). *Metode og Dataanalyse*. Oslo: Cappelen Damm.

Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2010). *Essentials of Econometrics*. New York: McGraw-Hill Education.

Hanushek, E. A. (2020): Education production functions. Bradley, S. og Green, C. (red): *Economics of Education*, 2nd Edition, London: Academic Press, 161-170. Hentet fra

<http://hanushek.stanford.edu/sites/default/files/publications/Hanushek%202020%20Education%20Production%20Functions.pdf>

Hanushek, E. A. (1992). The trade-off between child quantity and quality. *Journal of Political Economy*, 100(1), 84-117. Hentet fra

<https://www.jstor.org/stable/pdf/2138807.pdf?refreqid=excelsior%3Afc4621d96388f4f20298b63c68dfccf1>

Nordahl, T., Flygare, E. & Drugli, M. B. (2016). Relasjoner mellom elever. *Utdanningsdirektoratet*, 1-22. Hentet fra

<https://www.udir.no/laring-og-trivsel/skolemiljo/psykososialt-miljo/Relasjoner-mellom-elever/Referanser/>

Nye, B., Konstantopoulos, S. & Hedges, L. V. (2004). How Large Are Teacher Effects? *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 26(3) 237-257. Hentet fra

<https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.3102/01623737026003237>

Solheim, R. G. & Tønnesen, F. E. (2003). *En kortversjon av den internasjonale rapporten om 10-åringers lesekunnskaper*. Stavanger: Senter for leseforskning. Hentet fra

https://lesesenteret.uis.no/getfile.php/13108402/Lesesenteret/PIRLS_Norsk_kortversjonpdf.pdf

Thomas, R. L. (2005). *Using Statistics in Economics*. London: McGraw-Hill Education.

APPENDIKS A

Hypotesetesting.

T-test

T-testen er en hypotesetest som blir benyttet når utgangspunktet er en T-fordeling, og vil bli benyttet for å teste signifikansen til enkelte uavhengige variabler gjennom hypoteser for å se om den uavhengige variabelen har en lineær relasjon til den avhengige variabelen:

$$\begin{aligned}H_0: B_i &= 0 \\H_1: B_i &\neq 0\end{aligned}$$

For å forklare T-fordelingen tar vi først utgangspunkt i følgende normalfordeling for b_2 :

$$b_2 \sim N(B_2, \sigma_{b_2}^2)$$

Vi har her en normalfordeling for b_2 med et gjennomsnitt på B_2 og en varians på $\sigma_{b_2}^2$ som gir oss denne test statistikken:

$$Z = \frac{b_2 - B_2^*}{\text{se}(b_2)}$$

For å kunne gjennomføre hypotestesten må det etableres et konfidensintervall slik at det med $(1 - \alpha)100\%$ sikkerhet kan sies i hvilket intervall variabelen befinner seg. $(1 - \alpha)100\%$ intervallet til B_2 er gitt ved:

$$b_2 \pm t_{\frac{\alpha}{2}, n-2} \text{se}(b_2)$$

Der $t_{\frac{\alpha}{2}, n-2}$ viser den øverste $\alpha \cdot 100$ prosentsetsatsen, og $\text{se}(b_2)$ er kjent.

For normalfordelingen er B_2^* og $\sigma_{b_2}^2$ kjente. Av det følger det at vi har en kjent standardfeil tilsvarende $\text{se}(b_2)$ som er kvadratroten av variansen:

$$\text{se}(b_2) = \sqrt{\sigma_{b_2}^2}$$

Oppgaven tar for seg et datasett som representerer et utvalg av populasjonen, og dermed er ikke $\sigma_{b_2}^2$ kjent. Det må gjøres et estimat på variansen slik at standardfeilen også må estimeres. Dette fører til følgende T-fordeling:

$$T = \frac{b_2 - B_2^*}{\text{se}(b_2)}$$

Vi merker oss at en økt standardfeil fører til en lavere T-verdi og har dermed en negativ effekt for variabelens signifikans.

Hypotesen, H_0 forkastes i henhold til følgende:

$$\begin{aligned} H_0: B_2 &= B_2^* \\ H_1: B_2 &\neq B_2^* \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} H_0: B_2 &= B_2^* \\ H_1: B_2 &< B_2^* \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} H_0: B_2 &= B_2^* \\ H_1: B_2 &> B_2^* \end{aligned}$$

Forkast H_0 , om

$$|t_{obs}| \geq t_{\frac{\alpha}{2}, n-2}$$

$$t_{obs} \leq -t_{\alpha, n-2}$$

$$t_{obs} \geq t_{\alpha, n-2}$$

Der t_{obs} er observerte verdier av T-verdien..

F-test

F-testen følger en f-fordeling og blir benyttet for å teste om det er en lineær relasjon mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene i en multippel lineær regresjonsmodell:

$$H_0: B_2 = B_3 = \dots = B_k = 0$$

$$H_1: \text{ikke alle } B_i \text{ er lik } 0$$

Test statistikken for F-testen blir følgende:

$$F = \frac{\text{ESS}/(\text{df of ESS})}{\text{RSS}/(\text{df of RSS})}$$

Eventuelt omskrevet til:

$$F = \frac{R^2/(\text{df of ESS})}{(1 - R^2)/(\text{df of RSS})}$$

TSS = total sum of squares = summen av alle observasjoners avvik fra gjennomsnittet.

ESS = explained sum of squares = den delen av TSS som kan forklares.

RSS = residual sum of squares = den delen av TSS som ikke kan forklares.

df = frihetsgrader.

R^2 = hvor mye av variansen i den avhengige variabelen som kan forklares ved de uavhengige variablene og er gitt som følgende:

$$R^2 = \frac{\text{ESS}}{\text{TSS}}$$

Vi ser at det er en nær sammenheng mellom R^2 og F siden F-testen også forklarer de uavhengige variabelenes innflytelse på den avhengige variabelen. Øvre prosentpoeng for F-fordelingen representeres ved:

$$F(a, b)$$

Der a = frihetsgrad teller og b = frihetsgrad nevner.

Om F er større enn $F(a, b)$ der vil de testede variablene være signifikante samtidig og H_0 forkastes.

En partiell F-test blir benyttet til å teste om det er en lineær relasjon mellom den avhengige variabelen og noen av de uavhengige variablene:

$$H_0: B_{g+1} = B_{g+2} = \dots = B_k = 0$$

$$H_1: \text{ikke alle } B_i \text{ er lik } 0$$

$$i = g + 1, g + 2, \dots, k$$

Tilnærmingen for denne hypotesetesten er å sammenligne variasjonen mellom en full modell og en modell ilagt restriksjoner i form av at de aktuelle variablene som testes ikke inkluderes:

$$F = \frac{(ESS_{full} - ESS_{reduced})/(k - g)}{RSS_{full}/(df \text{ of } RSS_{full})} = \frac{(R_{full}^2 - R_{reduced}^2)/(k - g)}{(1 - R_{full}^2)/(df \text{ of } RSS_{full})}$$

H_0 forkastes likt som under F-testen.

APPENDIKS B

VARIABLES	(1) m1 read	(2) m2 read	(3) m3 read	(4) m4 read	(5) m5 read
teacher_exp	0.117 (0.058)	0.120 (0.055)	0.145 (0.056)	0.598 (0.230)	-0.227 (0.099)
teacher_fem	6.752 (1.724)	6.272 (1.650)	5.496 (1.662)	5.480 (1.661)	5.431 (1.660)
Sweden	66.510 (1.395)	64.104 (1.338)	64.081 (1.432)	64.285 (1.435)	55.378 (2.378)
girl	21.454 (1.305)	21.294 (1.250)	21.057 (1.254)	21.069 (1.254)	21.082 (1.253)
birthm	-1.965 (0.194)	-1.965 (0.186)	-1.974 (0.186)	-1.970 (0.186)	-1.973 (0.186)
not_born	-41.625 (2.087)	-38.462 (2.001)	-38.669 (2.010)	-38.629 (2.010)	-38.552 (2.008)
dincome		10.576 (1.359)	10.241 (1.365)	10.301 (1.366)	10.238 (1.364)
dpar_edu		-35.097 (1.264)	-34.655 (1.269)	-34.646 (1.269)	-34.644 (1.268)
clsize			0.197 (0.080)	0.189 (0.080)	0.163 (0.080)
dschool_location			6.119 (1.348)	6.265 (1.350)	5.882 (1.348)
teacher_exp_sq				-0.013 (0.006)	
teacher_expXSweden					0.546 (0.119)
Constant	498.085 (2.536)	508.849 (2.715)	502.244 (3.153)	499.919 (3.353)	509.269 (3.503)
Observations	9,769	9,769	9,706	9,706	9,706
R-squared	0.236	0.300	0.303	0.303	0.304