









# 1 Innledning

Norge bør utvikle seg til et sterkt kunnskapssamfunn som kan være med å bidra til verdiskapning og sysselsetting, når oljeinntektene i fremtiden vil reduseres. Dette er viktig for at dagens levestandard og forbruksnivå skal kunne opprettholdes også i fremtiden. I denne sammenhengen er grunnskolen hovedarenaen for å skape et godt grunnlag for videre kunnskapsutvikling. Det er derfor viktig å kartlegge effekter som kan påvirke læring og prestasjoner, for å kunne forbedre læringsmiljøet.

Peereffekter kan kanskje bidra til å forklare hvorfor elever presterer forskjellig på skolen. I klasseromssammenheng defineres peereffekter som den effekten medelever har på enkeltelevers prestasjoner (Bonesrønning og Iversen, 2008). I denne oppgaven undersøkes det om disse effektene eksisterer i den norske skolen, og hvilke mekanismer som kan tenkes å ligge bak. Dette kan være et viktig bidrag for å avdekke hvilke faktorer som påvirker elevenes prestasjoner.

Det er gjort flere undersøkelser som viser at jenter gjør det bedre på skolen enn gutter. Dette skjer til tross for at de siste reformene som er gjennomført i den norske skolen, Kunnskapsløftet og Reform 97, legger vekt på at jenter og gutter skal lære like godt (Nordahl, 2007). I en kartleggingsundersøkelse, utført av Thomas Nordahl (2007), kommer det frem at jenter presterer bedre enn gutter i alle de tre basisfagene norsk, matematikk og engelsk. Han finner også at nesten 80 prosent av elevene med atferdsproblemer er gutter. Det er nærliggende å tro at disse guttene presterer dårligere, siden mindre tid blir brukt til faglige aktiviteter. Det kan også tenkes at medelever rammes av dette. I så fall vil det være større sannsynlighet for at læringsmiljøet er bedre der gutter er fraværende, eller alternativt der en stor andel av elevene er jenter. Det er dermed interessant å se om økt jenteandel fører til økte prestasjoner på de nasjonale prøvene.

I denne oppgaven vil det fokuseres på peereffekter i form av kjønnsmessig fordeling. Analysen vil dreie seg om hvordan kjønnsmessige peereffekter påvirker enkeltelevers prøveresultater, og mer konkret vil problemstillingen være gitt ved:

**Hvordan påvirker kjønnsfordelingen på et klassetrinn enkeltelevers prestasjoner?**

Analysen ser på hvordan kjønnsfordelingen på et klassetrinn påvirker elevresultatene på dette spesifikke trinnet. Ideelt sett burde elevsammensetningen på klassenivå vært benyttet, men denne informasjonen er ikke tilgjengelig i datamaterialet. Selv om peereffektene i klasserommet ikke kan analyseres direkte, antas det at jenteandelen på trinnet er sterkt korrelert med jenteandelen i hver enkelt klasse. Dette kan være en problematisk forutsetning dersom skoleledere allokere gutter og jenter slik at kjønns sammensetningen i hver enkelt klasse, i stor grad avviker fra den gjennomsnittlige kjønns sammensetningen på trinnet. Men det er også en fordel ved å bruke kjønns sammensetningen på trinnet i stedet for i klassen. Da unngås problemer med mulig sortering av elever innenfor et trinn på samme skole (Lavy og Schlosser, 2007).

Empirisk sett konstrueres interessevariabelen, som er jenteandel, og det undersøkes hvordan denne påvirker resultatene ved de nasjonale prøvene til elever på 5. klassetrinn i 2007 og 2008. Er det slik at flere jenter på trinnet bidrar til bedre resultater på de nasjonale prøvene i Norge? Eller har det ikke noen effekt? Det kan også være interessant å se om jenteandelen på trinnet har forskjellig innvirkning på gutter og jenter. Det kan være at det ene kjønn påvirkes mer av økt jenteandel enn det andre.

Det er viktig å analysere denne problemstilling for å kunne legge til rette for et best mulig læringsmiljø for alle elevene. Dersom jenteandelen på et klassetrinn påvirker prøveresultatene til elevene på trinnet, og dermed implisitt i klassen, bør myndighetene kanskje se etter en alternativ organisering av klassene i den norske skolen. Hvis det hovedsakelig er jenter som tjener på å gå i klasser med høy jenteandel, og det ikke har så stor innvirkning på guttene, kan dette være et argument for mer kjønnsdelte klasser. Vil det være mulig å få til en paretooptimal (Rosen, 2005) klassesammensetning som skaper et bedre grunnlag for læring? Og dermed elever som har større forutsetninger for å takle de utfordringene de vil møte i videregående opplæring og under høyere utdanning?

Liknende problemstillinger har blitt analysert med utgangspunkt i det israelske skolesystemet av Lavy og Schlosser (2007). Denne studien finner at økt jenteandel har en positiv og signifikant effekt på prøveresultatene. De estimerte peereffektene er omtrent like store for gutter og jenter. Ved hjelp av et spørreskjema analyseres mulige mekanismer som kan tenkes å ligge bak peereffektene. Hovedkonklusjonen er at jentenes roligere oppførsel fører til økt

trivsel i klasserommet, både blant elevene og lærerne. I denne oppgaven fokuseres det på om dette gjelder for norske data. Er det mulig å generalisere disse resultatene til Norge?

Analysen tar utgangspunkt i Lazears (2001) modell, som ser på klasseromsundervisning som et kollektivt gode med trengsel. Bråk og forstyrrelser i klasserommet modelleres da som trengsel. Enkeltelever som forstyrrer mye stjeler undervisningstid fra alle de andre elevene, fordi læreren blir opptatt med å skape ro i klasserommet i stedet for å undervise.

Det er flere økonometriske utfordringer knyttet til estimeringen av en slik problemstilling. Analysen vil sannsynligvis stå ovenfor problemer med utelatte variable, fordi det ikke er mulig å kontrollere for alle uobserverbare faktorer. Dersom en eller flere av disse utelatte variablene er korrelert med jenteandelen, vil estimatene være beheftet med utelatt variabelskjevhet. Seleksjonsproblemer vil også kunne skape skjevheter i estimatene. Dersom foreldre og skoleledere tror at elevene gjør det bedre jo høyere jenteandelen er, kan det oppstå sorteringsoppførsel. Det kan føre til at jenteandelen ikke er tilfeldig fordelt.

Identifikasjonsstrategien går ut på å bruke prøveresultater, fra de nasjonale prøvene, til to kull på 5. klassesnivå fra 2007 og 2008, og legge til faste skoleeffekter for å kontrollere for uobserverbare skoleeffekter som kan være korrelert med jenteandelen (Lavy og Schlosser, 2007).

Potensielle seleksjonsproblemer må det også tas hensyn til. Det kan være at jenteandelen blir manipulert av skoleledere og foreldre. Dersom foreldre tror at det er bedre for barna deres å gå på trinn, og dermed implisitt i klasser, med høy jenteandel, kan det være at de sorterer seg til disse skolene. Dette er sannsynligvis et større potensielt problem i de sentrale strøkene fordi skolene ligger mye tettere, og det gjør sorteringsatferd lettere. Siden det ikke er mulig å kontrollere for dette, med det tilgjengelige datamaterialet, vil analysen baseres på at foreldre ikke sorterer barna sine til trinn med høy jenteandel.

Det er nødvendig å vise at det er betydelig variasjon i kjønns sammensetningen. Små kommuner som ligger i distriktene, har flere små skoler og avstandene er ofte store. Dette gjør sorteringsatferd vanskelig, og variasjonen i kjønns sammensetningen er sannsynligvis relativt stor i disse områdene. Det er viktig at det er tilstrekkelig variasjon i jenteandelen også i de

sentrale strøkene, slik at resultatene ikke hviler på variasjonen i distriktene. Ved å undersøke variasjonen i jenteandelen i store og små skoler kan dette kontrolleres for.

Hovedmålet med analysen er å identifisere mulige peereffekter, men det er også interessant å analysere hvilke mekanismer som ligger bak effektene. Det kan være at peereffektene endres i forhold til hvilke fag som undersøkes, og de er kanskje avhengige av klassestørrelsen. Peereffektene kan også tenkes å være ulike for gutter og jenter, og variere med foreldres utdanningsnivå.

For å bygge oppunder troverdigheten til de estimerte resultatene vil det utføres flere robusthetssjekker. Interessevariabelen, jenteandelen på 5. trinn, byttes ut med jenteandelen på 4. trinn og 6. trinn på den samme skolen. Det kontrolleres da for at den estimerte effekten ikke er skjev på grunn av utelatte, uobserverbare skoleeffekter som påvirker peereffektene. Dette kalles placeboeffekter. Ved å dele inn datasettet i store og små skoler kan det undersøkes om resultatene gjelder for både distriktene og de sentrale strøkene. Dersom det kun er signifikante peereffekter i ett av delutvalgene, kan ikke resultatet generaliseres til hele landet.

Resultatene i denne analysen viser en positiv peereffekt av jenteandelen på elevprestasjonene, men det er et upresist resultat. Peereffektene er omtrent like store i engelsk og regning, og noe lavere når det gjelder lesing. Effektene er mer presist estimert for jentene enn for guttene. Ved bruk av dataene for 2008 oppnås ikke signifikante peereffekter for guttene. Det er jentene som tjener mest på å gå på trinn med høy jenteandel. Resultatene fra klassestørrelsehypotesen og heterogenitet i forhold til foreldres utdanningsnivå gir uklare resultater.

Oppgaven er organisert på følgende måte. I kapittel 2 gis en oversikt over tidligere empirisk forskning på området. I kapittel 3 skisseres teorigrunnlaget, og i kapittel 4 utdypes de økonometriske utfordringene ved analysen. Kapittel 5 diskuterer datamaterialet og den deskriptive statistikken. Selve analysen med resultater følger i kapittel 6. Deretter utføres noen robusthetssjekker i kapittel 7. I kapittel 8 følger en oppsummering og konklusjon.



## 2 Et utvalg av tidligere empirisk forskning på peereffekter

Caroline Hoxby ser nærmere på kjønnsmessige peereffekter i artikkelen "Peer effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation" (2000). I denne analysen forsøkes peereffekter identifisert ved å bruke tilfeldig variasjon i kjønn og rase, over nærliggende kull på barneskoler i Texas. Resultatene indikerer at både gutter og jenter presterer bedre med en høyere jenteandel i klasserommet. Dessuten virker det som at noen av peereffektene ikke har sitt opphav i høyt presterende medelever. I matematikk presterer både gutter og jenter bedre i klasserom med en høyere jenteandel, selv om jentene presterer omtrent likt med guttene i selve faget.

Lavy og Schlosser (2007) undersøker hvordan jenteandelen påvirker prøveresultater i israelske barneskoler, ungdomsskoler og videregående skoler. De har et sammenkoblet tverrsnitt, og inkluderer faste skoleeffekter for å kontrollere for effekten av uobserverbare skolevariable som kan være korrelert med jenteandelen. De utnytter tilfeldig variasjon i jenteandelen mellom nærliggende kull innenfor samme skole. Resultatene fra de videregående skolene er mer presist estimert enn resultatene fra barne- og ungdomsskolene, sannsynligvis på grunn av et større tilgjengelig datasett. Omtrent alle resultatene viser en positiv effekt av jenteandelen på prøveresultatene. De estimerte effektene er omtrent like store for gutter og jenter, men peereffektene for jentene er mer presist estimert.

Ved å bruke en spørreundersøkelse finner de at den økte jenteandelen fører til et roligere læringsmiljø og økt trivsel blant elevene og lærerne på skolen. Dette indikerer at det er endringer i elevsammensetningen, og ikke forandring i elevenes individuelle oppførsel, som er opphavet til peereffektene. Analysen til Lavy og Schlosser (2007) ligger nærmest opptil analysen utført i denne oppgaven med hensyn til metodevalg. Jeg tar utgangspunkt i Lavy og Schlossers (2007) identifikasjonsstrategi, for å løse de økonometriske problemene knyttet til estimeringen av problemstillingen.

Byre (2008) bruker norske data for å se på hvordan jenteandelen påvirker resultatene på de nasjonale prøvene i 2007. Han finner en positiv og signifikant effekt, men siden dette er en tverrsnittsanalyse kan det være uløste endogenitetsproblemer som bidrar til å skape skjeve

estimer. Analysen utført her bygger i stor grad på undersøkelsen til Byre (2008), og det benyttes til dels det samme datamaterialet. Men ved å ha tilgang til to tidsperioder er det bedre forutsetninger for å kunne løse mulige endogenitetsproblemer. Hovedmålet blir da å anvende Lavy og Schlossers (2007) identifikasjonsstrategi på de norske dataene, som for 2007 tar utgangspunkt i det datamaterialet Byre (2008) brukte i sin analyse.

En annen analyse som tar opp spørsmålene rundt kjønnsmessige peereffekter er Ulku-Steiner et al. (2000). I artikkelen sammenlignes doktorgradsstipendiater i et mannsdominert og et kjønnsnøytralt miljø. Undersøkelsen viser at de kvinnene som var i det mannsdominerte miljøet fikk et lavere akademisk selvbilde, og lavere forpliktelse ovenfor karrieren. Her er det altså ikke gutters urolige atferd som er problemet. Dette er et eksempel på at det kan være ulike mekanismer bak peereffektene.

### 3 Teorigrunnlag

For å undersøke problemstillingen i forhold til kjønnsmessige peereffekter, anvendes teorien om kollektive goder og trengselseffekter som utgangspunkt for den empiriske analysen.

Et rent kollektivt gode er et gode som er ikke-rivaliserende og ikke-ekskluderende (Rosen, 2005). Det blir ikke mindre av godet selv om en ekstra person konsumerer det, og det er ikke mulig, eller eventuelt veldig kostbart, å ekskludere noen fra å bruke det. Ved å følge Lazear (2001) defineres situasjonen i et klasserom som et kollektivt gode med trengsel. Det vil si at det er ikke-ekskluderende, men rivaliserende.

Når en elev forstyrrer undervisningen, for eksempel i form av uro, reduseres tiden som læreren kan bruke på undervisning. Dermed reduseres læringen for alle elevene. Dette er en illustrasjon av The Bad Apple-teorien (Hoxby og Weingarth, 2005). Jo mer en eller flere av elevene forstyrrer, jo mindre tid blir brukt til undervisning. Disse ”råtne eplene” vil ha en dårlig innvirkning på sine medelever, og skape trengsel. I Nordahls (2007) undersøkelse kommer det frem at guttene utgjør 78 prosent av elevene med atferdsproblemer, mens jentene utgjør de resterende 22 prosentene. Ut ifra dette virker det som at jenteandelen kan ha en positiv effekt på elevprestasjonene. Flere jenter fører sannsynligvis til mindre bråk. Dermed kan mer tid brukes på faglige aktiviteter, og elevene vil sannsynligvis prestere bedre på prøvene.

#### 3.1 En teoretisk modell for peereffekter

Lavy og Schlosser (2007) finner i sin analyse, ved hjelp av et spørreskjema, at det er gutters forstyrrelser av undervisningen som er hovedårsaken til at økt jenteandel bedrer prøveresultatene. På bakgrunn av dette, og undersøkelsen til Nordahl (2007), tas det utgangspunkt i The Bad Apple-teorien. Videre benyttes modellen til Lazear (2001). Ved å anvende denne modellen kan det enkelt illustreres at gutter som forstyrrer undervisningen skaper trengselseffekter. I tillegg kan modellen utvides for å ta hensyn til andre hypoteser.

Modellen er opprinnelig utviklet i forbindelse med trengselseffekter i forhold til klassestørrelse. I denne oppgaven anvendes den i forhold til peereffekter ved å anta at gutter

skaper mer negative eksternaliteter, gjennom å forstyrre undervisningen i større grad, enn det jenter gjør. I modellen antas det at  $p$  er sannsynligheten for at en elev ikke forstyrrer sin egen eller andres læring på et gitt tidspunkt. Da er sannsynligheten for at alle elevene i en klasse, med størrelse  $n$ , ikke forstyrrer undervisningen gitt ved  $p^n$ . Forstyrrelser vil oppstå  $1 - p^n$  av tiden. Hvis, for eksempel,  $p = 0,99$  for jenter og  $p = 0,97$  for gutter, og klassen består av 10 gutter og 10 jenter, vil det være forstyrrelser  $(1 - 0,98^{20} = 0,33)$  33 prosent av tiden. Ved å endre kjønns sammensetningen fra 10 gutter og 10 jenter til 5 gutter og 15 jenter, vil samlet  $p$  øke til 0,985. Forstyrrelser vil da oppstå kun 26 prosent av tiden.

Lazear (2001) viser at de elevene som oppfører seg bedre lærer mer. Siden jenter har mindre atferdsproblemer enn gutter, og sannsynligvis oppfører seg relativt bedre, introduseres spørsmålet om kjønne bør sorteres slik at klassene blir kjønnsdelte. For å se på dette deles elevene inn i to grupper, jenter og gutter. Jenter er gruppe A og gutter er gruppe B. Det antas, som før, at  $p_A > p_B$ . Følgende resonnering viser at total produksjon, her læring, vil være maksimert når disse gruppene er segregerte.

I utgangspunktet forutsettes det at alle klasser har lik størrelse, gitt ved  $n$ . Økonomien består av en andel,  $\alpha$ , A-elever (jenter) og en andel,  $1 - \alpha$ , B-elever (gutter). En skole som har kjønnsdelte klasser vil ha en produksjon per elev gitt ved:  $\alpha p_A^n + (1 - \alpha) p_B^n$ , og en skole som har integrerte klasser vil ha en produksjon per elev gitt ved:  $p_A^{\alpha n} p_B^{(1-\alpha)n}$ . Lazear (2001) finner at det er bedre med kjønnsdelte klasser, ved å vise at differansen mellom de to uttrykkene er positiv. Differansen er gitt ved:  $\alpha p_A^n + (1 - \alpha) p_B^n - p_A^{\alpha n} p_B^{(1-\alpha)n}$ . Når  $p_A = p_B$  er forskjellen lik null siden alle elevene er like. Da er det ikke noe poeng å integrere eller segregere. Derivasjon

av differansen med hensyn på  $p_A$  gir: 
$$\frac{\delta \text{differansen}}{\delta p_A} = \alpha n p_A^{n-1} \left(1 - \frac{p_B^{(1-\alpha)n}}{p_A^{(1-\alpha)n}}\right) > 0.$$

Den deriverte er positiv fordi  $p_A > p_B$ . Det er altså bedre med kjønnsdelte klasser. Lazear (2001) viser at dette resultatet holder også når klassestørrelsen,  $n$ , varierer.

Det finnes likevel argumenter for integrerte klasser. Hvis de guttene som går i en klasse med mange jenter får økt  $p$ , vil dette være effektivt dersom denne effekten er sterk nok.

Sannsynligvis vil dette skje når jenteandelen er høy (Lazear, 2001). Sett i lys av problemstillingen kan det dermed være optimalt å ha noen gutter sammen med mange jenter.

Hva som vil være paretooptimalt i denne sammenhengen avhenger av hvordan peereffektene påvirker de forskjellige kjønnene. For at kjønnsdelte klasser skal være en paretoforbedring må jentene få det bedre uten at guttene får det verre (Rosen, 2005). Teorien indikerer at jentene vil få det bedre med kjønnsdelte klasser, men det kan være at guttene vil tape på dette selv om den gjennomsnittlige effekten er positiv. Dersom jentenes positive effekt er større enn guttenes negative effekt vil fortsatt gjennomsnittseffekten, ved segregerte klasser, være positiv. Det kan dermed bli større ulikhet i utdanningen ved bruk av segregerte klasser (Lazear, 2001).

### **3.2 Underhypotesene**

Ved å utvide modellen kan flere underhypoteser undersøkes. Peereffektene kan kanskje virke forskjellig ut ifra hvilket fag som analyseres. Dersom guttene er mer læringsorienterte i et spesifikt fag, kan det føre til at de forstyrrer mindre i dette faget. Da burde ikke økt jenteandel virke så sterkt inn på prøveresultatene i dette faget. Ved å dele opp resultatene fra de nasjonale prøvene i engelsk, lesing og regning kan det undersøkes om det er forskjellige peereffekter i de ulike fagene.

Klassestørrelsen kan kanskje påvirke peereffektene. I større klasser er det flere elever og sannsynligvis mer bråk og forstyrrelser. Siden gutter, i modellen, har en høyere tilbøyelighet til å bråke enn jenter, antas det at økt jenteandel vil ha en relativt større effekt i store klasser. Det er derfor nærliggende å tro at peereffektene vil være større i store klasser enn i små klasser.

Det er muligens heterogenitet i peereffektene. Forskjeller i forhold til kjønn er diskutert tidligere. Foreldres utdanningsnivå kan også tenkes å påvirke peereffektene. Det kan være at foreldre med høyt utdanningsnivå overfører holdninger, til sine barn, om at skolegang og kunnskap er viktig, i større grad enn foreldre med lavere utdanningsnivå. Hvis dette er tilfellet, kan det tenkes at elever med høyt utdannede foreldre har relativt høyere elevmotivasjon. Elever med høy motivasjon vil sannsynligvis utnytte den økte undervisningstiden mer effektivt enn de elevene med lav motivasjon. Det kan dermed være at

to elever som går på det samme trinnet, men har foreldre med ulikt utdanningsnivå, vil respondere forskjellig på den samme jenteandelen fordi de utnytter tiden forskjellig. Dersom dette er tilfellet vil peereffektene være høyere for de elevene med høyt utdannede foreldre.

Hovedhypotesen vil være å undersøke om peereffekter faktisk eksisterer. Deretter vil flere underhypoteser analyseres, både om peereffektene opptrer forskjellige i de tre fagene, og hvordan klassestørrelsen påvirker resultatet. Heterogenitet, i form av om effekten er lik for gutter og jenter, og om peereffektene avhenger av foreldres utdanningsnivå vil også belyses nærmere.

## 4 Økonometrisk modellering og utfordringer

Peereffektene introduseres nå i et rammeverk. Utdanningsproduksjonsfunksjonen brukes som grunnmodell for denne analysen. Utdanning modelleres da som en produksjonsprosess der karakteristika ved individet, familien, skolen og andre variable er innsatsfaktorer, og elevens prestasjoner er produksjonen (Todd og Wolpin, 2003). Utdanningsproduksjonsfunksjonen integrerer altså de uavhengige påvirkningene fra medfødte evner, familiebakgrunn, skoleinnsatsfaktorer og peereffekter.

### 4.1 Spesifisering av den økonometriske modellen

Videre følger en diskusjon av hvordan utdanningsproduksjonsfunksjonen kan spesifiseres, og under hvilke forutsetninger den er gyldig. Det tas utgangspunkt i en artikkel av Todd og Wolpin (2003).  $t=0$  er perioden før et barn begynner på skolen.  $t=1$  er det første året barnet går på skolen,  $t=2$  det andre året osv.  $A_1$  er ferdighetsnivået til barnet rett før det begynner på skolen.  $F_0$  representerer bakgrunnsvariable fra perioden  $t=0$ , og  $\mu$  er barnets initielle evner som bestemmes ved fødselen. Prestasjoner når barnet begynner på skolen bestemmes da kun av bakgrunnsvariable og initielle evner. Det gir funksjonen:  $A_1 = g_0(F_0, \mu)$ .

I motsetning til det første året, vil prestasjonene til barnet i det andre skoleåret avhenge av flere innsatsfaktorer. Det må tas hensyn til hvordan bakgrunnsvariablene har utviklet seg det siste året, og hvordan innsatsfaktorene fra skolen virker inn. Skoleinnsatsfaktorene er gitt ved  $S_1$ , og det siste årets innvirkning fra bakgrunnsvariable er gitt ved  $F_1$ . Da vil prestasjonene som eleven oppnår ved begynnelsen av det andre skoleåret være gitt ved:  $A_2 = g_1(S_1, F_1, F_0, \mu)$ .

En elevs prestasjoner avhenger av innsatsfaktorer fra bakgrunn og skole. Når disse endres vil elevens prestasjoner endres. I forhold til denne analysen er det viktig å spesifisere en ekstra faktor som, jeg mener, påvirker elevens prestasjoner, nemlig peereffekter. Dette er blant annet gjort av Hanushek (2002). Peereffektene representeres med en  $P$ , og funksjonen vil da være gitt ved:  $A_2 = g_1(S_1, P_1, F_1, F_0, \mu)$ .

På samme måte som Todd og Wolpin (2003), formuleres en modell for hvordan prestasjonene til en elev avhenger av de forskjellige innsatsfaktorene. Her sees anskaffelse av kunnskap som

en produksjonsprosess, der innsatsfaktorene er fortidige og fremtidige bakgrunns, skole- og peervariable, og elevens initielle evner. Funksjonen er gitt ved:

$$A_{ija} = A_a(F_{ij}(a), S_{ij}(a), P_{ij}(a), \mu_{ij0}, \varepsilon_{ija}).$$

Der  $A$  er et mål på prestasjonene til barn  $i$  i husholdning  $j$  når det er  $a$  år gammelt.  $F$ ,  $S$  og  $P$  er vektorer av innsatsfaktorer fra bakgrunn, skole og peers helt opp til alder  $a$ . Evnene til barnet er gitt ved  $\mu$ . Disse er bestemt ved fødselen og uavhengig av alder.  $\varepsilon$  er et restledd.

Når det utføres en slik analyse er det ideelt å ha både fortidig og fremtidig informasjon om bakgrunns- og skolevariable (Todd og Wolpin, 2003). Dette er generelt vanskelig å skaffe, og analysen står dermed ovenfor et problem med manglete data. Datasettet som anvendes i denne analysen inneholder kun opplysninger om bakgrunns- og skolevariable på et bestemt tidspunkt.

Det oppstår dermed to hovedproblemer når teorien skal omgjøres til en empirisk estimerbar sammenheng. For det første er evnene til elevene uobserverbare, og for det andre er det mangler i datasettet i forhold til de historiske variablene. Derfor brukes en enklere spesifisering, den samtidige spesifiseringen, som ikke stiller like store krav til datasettet. Her relateres elevprestasjonene til variable som alle er fra samme tidsperiode. Dette er en enkel spesifisering, og den hviler derfor på relativt restriktive forutsetninger. Enten må det antas at det kun er nåtidige variable som påvirker elevprestasjonene i dag, eventuelt at disse variablene er relativt konstante over tid. Da vil nåtidige variable være representative for historiske variable. I tillegg må det antas at nåtidig produksjon ikke er relatert til de uobserverbare, initielle evnene til eleven (Todd og Wolpin, 2003). Spesifiseringen kan da skrives slik:  $A_{ija} = A_a(F_{ija}, S_{ija}, P_{ija}) + \varepsilon_{ija}$ .

## 4.2 Diskusjon av den økonometriske spesifiseringen

Siden det ikke er inkludert noen mål på historiske variable vil disse inngå i restleddet. Dersom de historiske variablene er korrelert med inkluderte forklaringsvariable vil det skape skjevheter i estimatene (Wooldridge, 2006). I denne analysen antas det at de historiske variablene er relativt konstante over tid, slik at nåtidige variable er representative for historiske variable. I regresjonen legges det til kontrollvariable, i form av bakgrunns, peer- og skolevariable, som kan tenkes å ha en innvirkning på prøveresultatene. Dette gjøres for å



forsikre at ikke jenteandelen tar opp effekter som egentlig har sitt opphav i andre variable. Målet er å komme nærmest mulig den rene effekten som jenteandelen har på prøveresultatene. Det legges til individ- og familiekarakteristika for å kontrollere for bakgrunnen til eleven, og andre peermål for å renske bort andre mulige peereffekter. Det er også viktig å kontrollere for ressursvariable i forhold til skolene. Her inngår blant annet spesialundervisning og assistentbruk.

Siden det er flere gutter enn jenter som har atferdsvansker, er spesialundervisning og assistentbruk sannsynligvis korrelert med jenteandelen. Jo høyere jenteandel på trinnet jo lavere er sannsynligvis bruken av disse ressursene. Bruk av spesialundervisning og assistenter kan bidra til å redusere omfanget av bråk og forstyrrelser som er knyttet til kjønns sammensetningen. Derfor kan disse variablene skape skjevheter i de estimerte peereffektene. Dette forsøkes løst ved å ta spesialundervisning og assistentbruk ut av restleddet, og legge de til som kontrollvariable i regresjonen. Det kan likevel være simultanitetsproblemer av typen toveis kausalitet i forhold til disse variablene. Det er naturlig å tro at økt bruk av spesialundervisning og assistenter kommer som en følge av dårlige prestasjoner, og at det er mange elever med atferdsproblemer på trinnet. Ressursene settes inn som en respons på allerede dårlige prestasjoner. Dermed er det en tilleggseffekt fra prøveresultatene til kontrollvariablene, og effektene av variablene kan ikke tolkes kausalt.

Resonnementet over indikerer at spesialundervisning og assistentbruk kan være negativt korrelert med prøveresultatene, og negativt korrelert med jenteandelen. Dette vil gi en skjevhet i den estimerte koeffisienten til jenteandelen (Wooldridge, 2006). Det finnes ingen enkle løsninger på dette problemet. Ved å prøve og korrigere for problemet med utelatte variable oppstår et nytt problem i form av toveis kausalitet.

Variabelen for spesialundervisning er imidlertid oppgitt på skolenivå. Det gjør at den ikke kan knyttes direkte til det spesifikke trinnet som undersøkes, men bare til skolen som trinnet er en del av. Dermed er målet på spesialundervisning noe upresist. En fordel ved dette er at nivået på spesialundervisning ikke er direkte knyttet til jenteandelen på trinnet.

I en studie av adoptivbarn finner Eric Plug (2004) at adoptivbarnets utdanning er korrelert med adoptivfarens utdanning. Dette indikerer at evner ikke kun avhenger av gener. De er

sannsynligvis korrelert med, for eksempel, fars utdanning. Denne variabelen inngår i  $F$ . Dermed vil  $F$  være korrelert med restleddet, og skape skjeve estimater. Det er likevel mindre sannsynlig at evnene er korrelert med jenteandelen på trinnet. Det antas at jenteandelen på klassetrinnet er tilfeldig fordelt, og ikke et resultat av mulig sorteringsatferd i forhold til evnene til elevene. Da vil ikke det at jeg mangler et mål for elevenes evne medføre at restleddet er korrelert med jenteandelen.

### 4.3 Økonometriske utfordringer

På grunnlag av det tilgjengelige datasettet tas det utgangspunkt i den samtidige spesifikasjonen. Ved å bruke utdanningsproduksjonsfunksjonen som grunnmodell kan peereffekter relateres til en elevs prestasjoner, og samtidig kontrolleres det for andre variable som kan tenkes å påvirke prøveresultatene. Ut ifra den teoretiske utledningen over, og den empiriske tilnærmingen til Lavy og Schlosser (2007), formuleres den empiriske modellen slik:

$$A_{ist} = \beta_0 + F_{ist}\beta_1 + S_{st}\beta_2 + P_{st}\beta_3 + \alpha_s + \varepsilon_{ist}$$

Der  $A$  er resultater på de nasjonale prøvene til elev  $i$  som går på 5. trinn på skole  $s$  på tidspunkt  $t$ .  $F$  er en vektor av bakgrunnsvariable for elev  $i$  som går på 5. trinn på skole  $s$  på tidspunkt  $t$ .  $S$  er en vektor av skolekarakteristika for skole  $s$  på tidspunkt  $t$ . Denne inkluderer andre permål.  $P$  er jenteandelen på 5. trinn på skole  $s$  på tidspunkt  $t$ . Dette er interessevariabelen.  $\alpha$  er en fast skoleeffekt for skole  $s$ , og  $\varepsilon$  er et restledd.

Siden datasettet består av flere tidsperioder, kan det legges til faste skoleeffekter for å kontrollere for uobserverbare skolevariable, som muligens påvirker estimeringen. Da utnyttes kun variasjon over tid innenfor hver skole. Dermed kan det undersøkes hvordan elevprestasjonene på 5. trinn på den samme skolen endrer seg med endring i jenteandelen.

Denne tilnærmingen løser ikke alle problemer. Andre kontrollvariable som det ikke finnes tilgjengelige data på, for eksempel lærerkvalitet, vil inngå i restleddet. Dersom disse variablene er korrelert med jenteandelen vil det skape skjevheter i estimatene (Wooldridge, 2006).

Det kan være at lærerkvaliteten påvirker sannsynligheten for at en elev forstyrrer undervisningen. En god lærer vil bruke mindre tid på å roe ned elevene, og mer tid vil bli brukt til undervisning. Hvis dette er tilfellet vil ikke økt jenteandel ha så stor innvirkning på resultatene, fordi mye tid allerede blir brukt til undervisning. Dette er vanskelig å analysere siden lærerkvaliteten ikke er knyttet til observerbare karakteristika ved lærerne.

Hvis lærerkvaliteten er bedre på de trinnene med høy jenteandel, det vil si at gode lærere sorterer seg til de trinnene med flest jenter, vil jenteandelen og lærerkvaliteten være korrelert. Analysen vil da være beheftet med utelatte variabel-problemer, og dette vil skape skjevheter i estimeringen av jenteandelen (Wooldridge, 2006). De faste skoleeffektene vil kontrollere for lærerkvaliteten mellom skoler, men de vil ikke kunne kontrollere for den mulige sorteringen, av lærere, mellom forskjellige trinn på den samme skolen. Sannsynligvis følger lærerallokeringen rotasjonsregler, for eksempel at læreren som avslutter 4. trinn våren 2010 begynner med 1. trinn høsten 2010, men dette vites ikke sikkert. Det er vanskelig å løse dette problemet, derfor baseres analysen på den forutsetningen at skolene ikke systematisk allokere lærerkvalitet etter kjønns sammensetningen på trinnet.

Et annet potensielt problem ved gjennomføringen av den empiriske analysen er seleksjon. Dersom foreldre tror det er bedre for barna deres å gå på trinn, og dermed implisitt i klasser, med høy jenteandel, kan de sortere barna sine til disse skolene. Da vil det ikke være tilfeldig hvem som går på hvilke skoler. Et motargument til dette kan være at det er relativt lav mobilitet i Norge, i forhold til for eksempel USA.

Ved å følge strategien til Leuven et al. (2008) kan det foretas en instrumentvariabelestimering for å undersøkes om jenteandelen har endret seg betydelig fra 1. trinn til 5. trinn. Foreldre vil ikke ha noen mulighet til å observere jenteandelen før 1. klassetrinn, og de vil derfor ikke kunne manipulere den på dette tidspunktet. Jenteandelen på 1. klassetrinn kan dermed fungere som et instrument for jenteandelen på 5. klassetrinn fordi den er korrelert med denne, men ikke med elevenes prøveresultater på 5. klassetrinn (Wooldridge, 2006). Denne robusthetssjekken er dessverre ikke mulig å gjennomføre grunnet manglede data. Derfor vil analysen baseres på at foreldre ikke sorterer barna sine til trinn der jenteandelen er høy. Siden Norge er et land med lav mobilitet og det sannsynligvis er liten oppmerksomhet rundt jenteandelens betydning i befolkningen, vil dette være en rimelig antakelse.

Det er viktig å vise at variasjonen i jenteandelen er tilstrekkelig. I distriktene er det ofte mange små skoler, og det kan være lange avstander mellom skolene. Dette gjør sorteringsatferd vanskelig. Det er derfor sannsynlig at variasjonen i jenteandelen er høy i disse områdene. Det må være tilstrekkelig variasjon også i de store byene, slik at resultatet kan generaliseres til hele landet. Variasjonen i jenteandelen behandles nærmere i kapittel 5.

## 5 Beskrivelse av datamaterialet

Den empiriske analysen er basert på to kull med norske elever på 5. klasstrinn fra 2007 og 2008. Her inngår resultater fra de nasjonale prøvene i engelsk, lesning og regning i tillegg til et stort sett med forklaringsvariable. De nasjonale prøvene er gjennomført av Utdanningsdirektoratet. Resultatene er overført til Statistisk Sentralbyrå (SSB), som har koblet de til en stor mengde mulige forklaringsvariable.

Den avhengige variabelen, som måler elevprestasjoner, er resultater fra de nasjonale prøvene. Dette er prøver som blir gitt til elevene rett etter at de har startet på 5. og 8. trinn. Formålet med prøvene er å vurdere i hvilken grad skolen lykkes med å utvikle elevenes ferdigheter i engelsk, lesing og regning (Utdanningsdirektoratet, 2009). Utdanningsdirektoratet presenterer resultatene ved hjelp av en skala bestående av tre nivåer. Elevene blir fordelt på de ulike mestringsnivåene ut fra poengsummen de oppnådde på prøvene. Her benyttes poengsummene fra de enkelte prøvene.

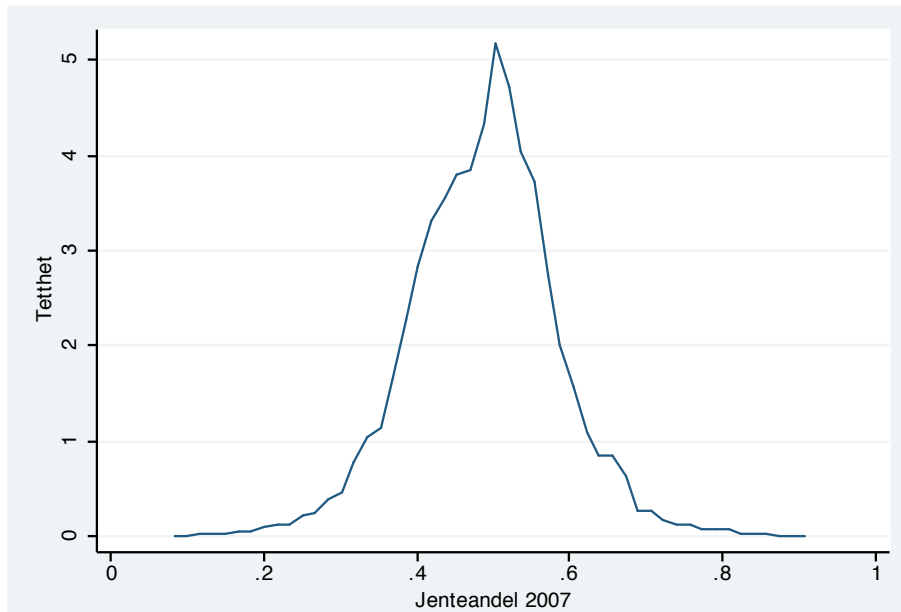
Data på forklaringsvariablene, på skolenivå, er i stor grad hentet fra grunnskolens informasjonssystem (GSI) fra 2006 og 2007. Her oppgis utfyllende informasjon om blant annet elevtall, årstimer og spesialundervisning. I tillegg benyttes informasjon fra SSB vedrørende individ- og familiekarakteristika.

Den avhengige variabelen består av en standardisert sum av resultatene fra de tre prøvene. Interessevariabelen, jenteandel, er konstruert for hvert av de to årene. Her utelates observasjoner der jenteandelen er lik 0 eller 1. Med dataene fra GSI konstrueres andre peermål og ressursvariable. I andre peermål inngår gjennomsnittlig utdanning og gjennomsnittlig inntekt for fedre og mødre på skolen. I ressursvariable inngår undervisning, assistentbruk, spesialundervisning, andel ukvalifiserte lærere, andel mannlige lærere og antall elever på 5. trinn.

## 5.1 Interessevariabelen

Først fokuseres det på variasjon i jenteandel i 2007 og 2008. Denne variasjonen blir brukt for å identifisere hvordan jenteandelen påvirker prøveresultatene. Dersom variasjonen i jenteandelen ikke er tilstrekkelig, vil det være vanskelig å identifisere en effekt.

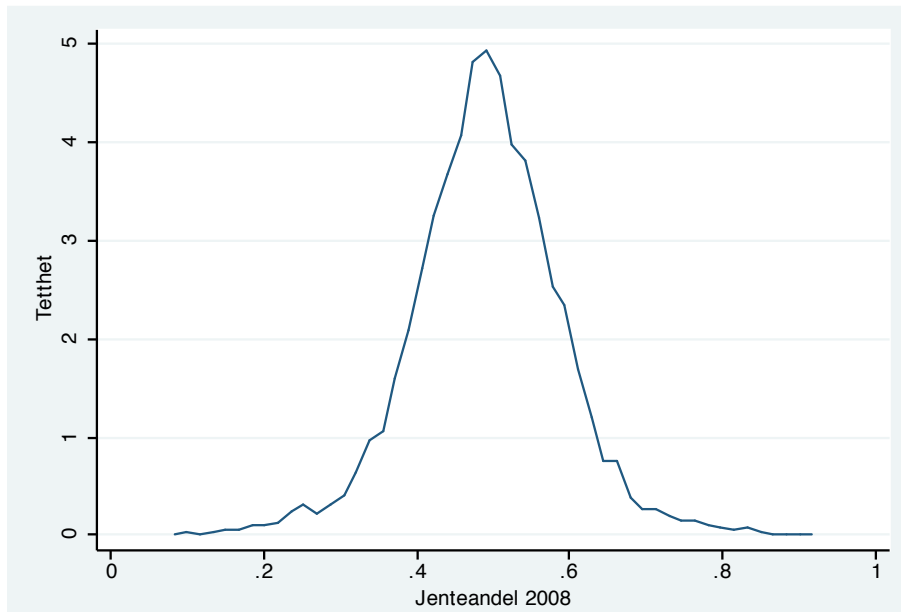
Figur 5.1.1 Variasjon i jenteandel på 5. trinn i 2007



Figur 5.1.1 viser at jenteandelen på 5. trinn, for kullet i 2007, når sitt toppunkt rundt 0,5. Det er flest trinn der jentene utgjør omtrent halvparten av elevene. Fordelingen synes å være tilnærmet lik på begge sider av toppunktet. Imidlertid er det litt flere klassetrinn med en jenteandel rundt 40 prosent enn 60 prosent. Det er ikke noen observasjoner på endepunktene, 0 og 1, siden disse er fjernet. Disse er utelatt fordi utkantobservasjonene ikke skal drive resultatene i en spesifikk retning. På de fleste rene jente- eller guttetrinnene er sannsynligvis ikke jenteandelen tilfeldig fordelt heller. Det virker ikke som disse observasjonene ble fjernet i analysen til Byre (2008). Det kan være en av grunnene til at resultatene i denne analysen er noe ulike de han fant.

I figur 5.1.2 presenteres variasjon i jenteandel i 2008. Den følger det samme mønsteret som jenteandelen i 2007. Figuren viser relativt stor variasjon, og flest observasjoner ligger rundt 0,5. Det omtrent like mange gutter og jenter på de fleste trinnene.

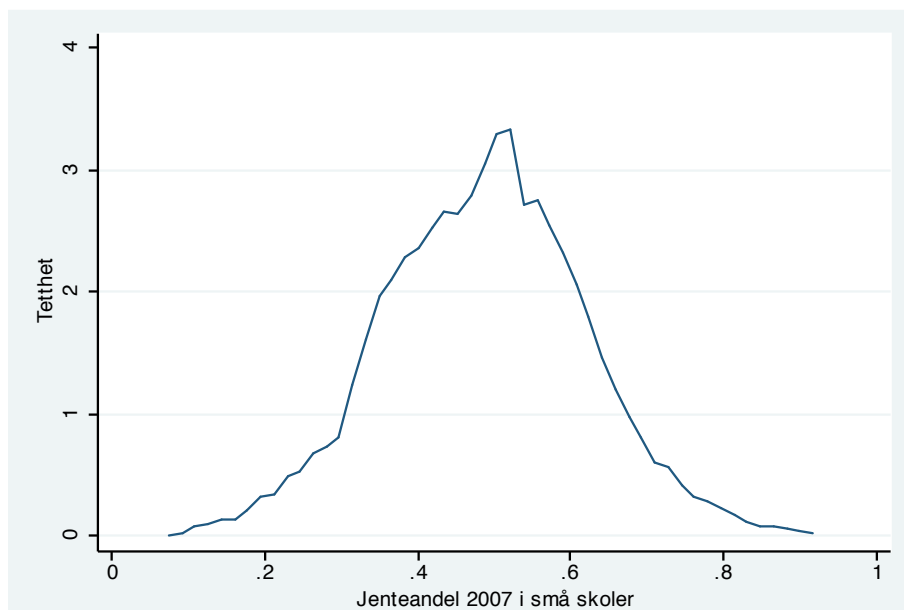
Figur 5.1.2 Variasjon i jenteandel på 5. trinn i 2008



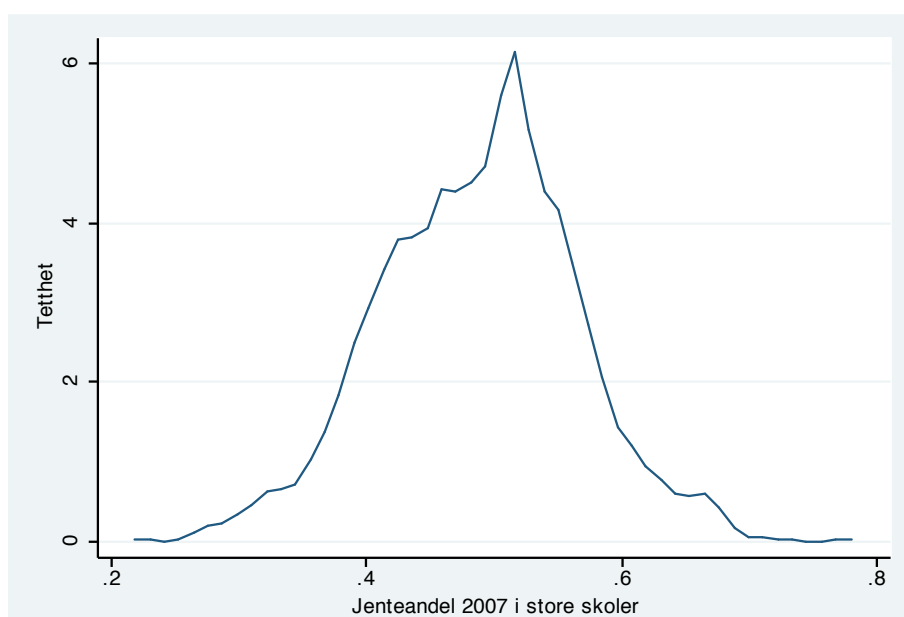
### 5.1.1 Variasjon i jenteandel i store og små skoler

Norge er et land med en liten befolkning og spredt bosetting. Mange bor i distriktene og sender sine barn til små skoler. Det er derfor ikke usannsynlig at estimeringsresultatene hviler på variasjonen i de små skolene. Hvis dette er tilfellet kan ikke resultatet generaliseres til hele landet. Derfor deles datasettet opp i store og små skoler, for å undersøke variasjonen i jenteandelen nærmere. Skillet mellom store og små skoler er satt ved gjennomsnittet av antall elever på 5. trinn. Det er rimelig å anta at elevtallet på skolen er sterkt korrelert med elevtallet på 5. trinn. Figur 5.1.1.1 og 5.1.1.2 viser variasjonen i jenteandelen på 5. trinn ved små og store skoler i 2007.

Figur 5.1.1.1 Variasjon i jenteandel i små skoler i 2007



Figur 5.1.1.2 Variasjon i jenteandel i store skoler i 2007

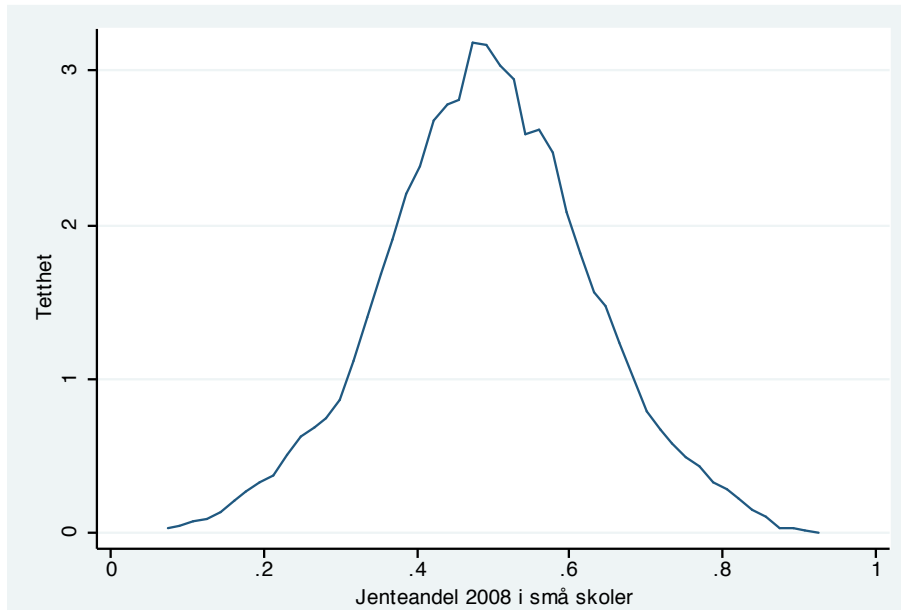


Fra figur 5.1.1.1 og 5.1.1.2 vises det at flere observasjoner ligger lengre ut mot sidene i de små skolene. Det er altså større variasjon i jenteandelen i distriktene. Når befolkningen er større vil kjønns sammensetningen jevnes mer ut, og det synes ved at fordelingen er noe spissere i figur 5.1.1.2. Selv om gjennomsnittlig jenteandel er tilnærmet lik i de store og små

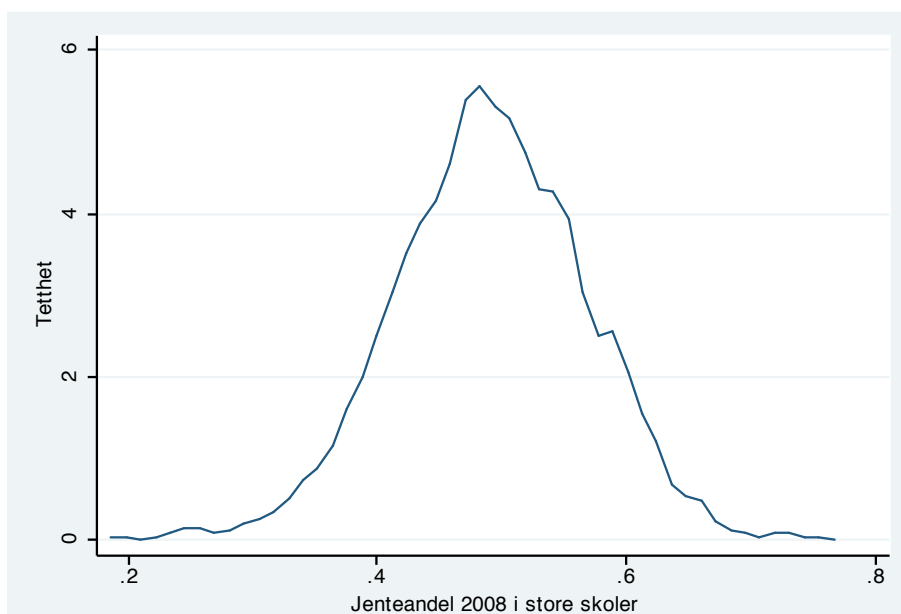


skolene, gitt ved 0,49, er standardavviket i de to delutvalgene forskjellig. I de små skolene er standardavviket 0,15, mens i de store skolene er det kun 0,08. Variasjonen i jenteandelen i de store skolene er likevel betydelig, og sannsynligvis tilstrekkelig til at peereffektene kan estimeres.

Figur 5.1.1.3 Variasjon i jenteandel i små skoler i 2008



Figur 5.1.1.4 Variasjon i jenteandel i store skoler i 2008

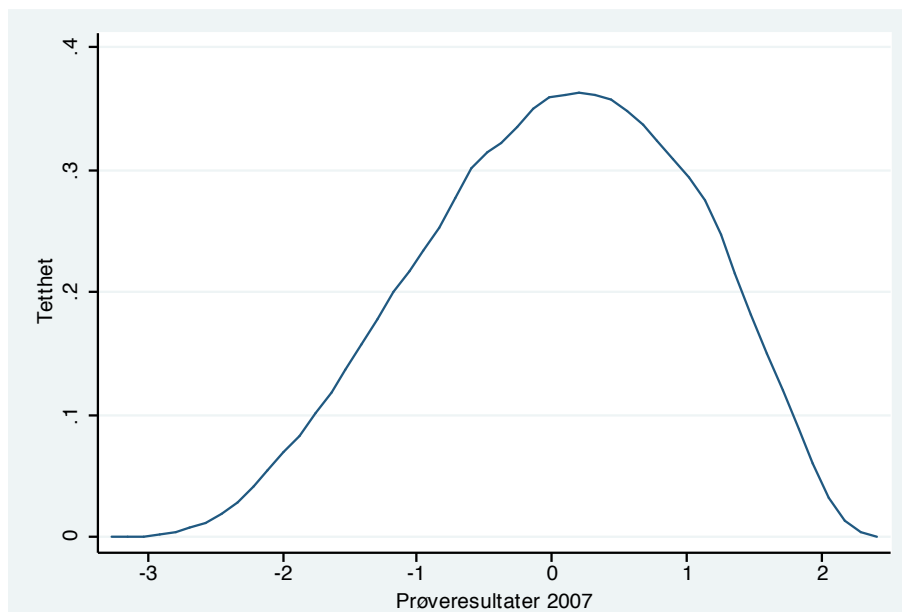


Variasjonen i 2008, vist i figur 5.1.1.3 og 5.1.1.4, følger tilnærmet samme mønster som variasjonen i 2007. Fordelingen for små skoler strekker seg lengre ut på sidene enn fordelingen for store skoler, men den er omtrent like spiss. Gjennomsnittlig jenteandel er tilnærmet lik i store og små skoler, gitt ved 0,49. Men standardavviket i de små skolene, gitt ved 0,15, er også i 2008 mye høyere enn standardavviket i de store skolene, gitt ved 0,08. Variasjonen i jenteandelen er altså større i de små skolene. Det er likevel grunn til å tro at variasjonen i de sentrale strøkene er tilstrekkelig, og at analysen ikke hviler på variasjonen i jenteandelen ute i distriktene.

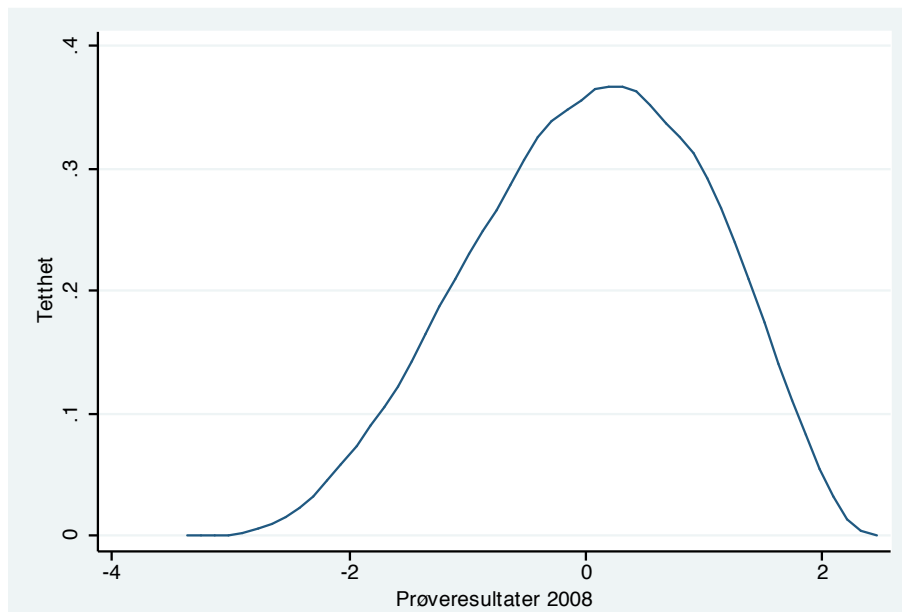
## 5.2 Den avhengige variabelen

I de fleste analysene benyttes en indikator for de samlede prøveresultatene, fra de tre nasjonale prøvene i 2007 og 2008. Tetthetsfordelingene er gjengitt i figurene under.

Figur 5.2.1 Variasjon i prøveresultater i 2007



Figur 5.2.2 Variasjon i prøveresultater i 2008



Resultatene fra hver av de tre prøvene er standardisert, for å løse problemet med ulike skalaer, og så summert. Deretter er summen standardisert slik at den har et gjennomsnitt lik 0 og et standardavvik lik 1. På denne måten fås et felles mål på elevprestasjonene. Fordelingen er skjev mot venstre. Det betyr at en relativt større andel av elevene presterte under gjennomsnittet på prøvene. Dette er gjeldende for begge årene.

### 5.3 Deskriptiv statistikk

Tabellene under viser den deskriptive statistikken til interessevariabelen og alle kontrollvariablene. Resultatene for begge årene er rapportert.

Tabell 5.3.1 Deskriptiv statistikk for 2007

Variabel	Gjennomsnitt	Standardavvik
Andel jenter 5. klasse	0.49	0.12
Jente	0.49	0.50
Fars utdanning	4.31	1.63
Mors utdanning	4.40	1.63
Fars inntekt	487 705.4	473 333.7
Mors inntekt	271 688.8	209 325.7
Førstegenerasjons innvandrere	0.0054	0.073
Andregenerasjons innvandrere	0.034	0.18
Familiestruktur	0.73	0.44
Paritet	1.94	0.99
Gjennomsnittlig utdanning fedre på skolen	4.13	0.65
Gjennomsnittlig utdanning mødre på skolen	4.26	0.64
Gjennomsnittlig inntekt fedre på skolen	452 389.9	142 806.7
Gjennomsnittlig inntekt mødre på skolen	254 931.9	65 014.46
Undervisning	9.13	2.93
Assisterende	1.15	1.07
Spesialundervisning	0.056	0.038
Andel ukvalifiserte lærere	0.023	0.055
Andel mannlige lærere	0.25	0.12
Antall elever på 5. trinn	25.9	20

Jenteandelen er i gjennomsnitt 0,49, det vil si nesten halvparten, med et standardavvik på 0,12. Fars og mors utdanning er klassifisert i henhold til Norsk standard for utdanningsgruppering (NUS-koder). Dette er en skala fra 0 til 9 der det laveste nivået, nivå 1, er fullført barneskole, og det høyeste nivået, nivå 8, er fullført doktorgrad (Statistisk sentralbyrå, 2001). Observasjoner med nivå 0, som angir ingen utdanning, og nivå 9, som angir at utdanningsnivået ikke er oppgitt, er fjernet fra datasettet. Gjennomsnittet for fars og mors utdanning er henholdsvis 4,31 og 4,40. Det betyr at de har fullført videregående

utdanning, og oppnådd generell studiekompetanse eller fagbrev/svennebrev. Fars og mors inntekt er i gjennomsnitt 487 705 kroner og 271 688 kroner.

Andelen førstegenerasjons- og andregenerasjons innvandrere er, i gjennomsnitt, henholdsvis 0,5 prosent og 3,4 prosent. Variabelen for familiestruktur forteller at 73 prosent av elevene, i gjennomsnitt, bor sammen med begge foreldrene sine. Paritetsvariabelen angir hvilken plass eleven har i søskenflokket. Gjennomsnittsverdien, på 1,9, indikerer at elevene på 5. trinn, i gjennomsnitt, har en eldre bror eller søster.

Gjennomsnittlig utdanning og inntekt for fedre og mødre på skolen er noe lavere enn de individuelle gjennomsnittene. Det reflekterer at mange små skoler har et lavt gjennomsnittlig utdanningsnivå.

Det brukes i gjennomsnitt 9,13 prosent av ett årsverk undervisning per elev. For assistenter brukes det i gjennomsnitt 1,15 prosent av ett årsverk per elev. I gjennomsnitt får 5,6 prosent av elevene spesialundervisning. Gjennomsnittlig andel ukvalifiserte lærere er 2 prosent, og gjennomsnittlig andel mannlige lærere er 25 prosent. Klassetrinnene består av, i gjennomsnitt, 25,9 elever.

Videre er den deskriptive statistikken for 2008 rapportert. Den følger det samme mønsteret som 2007, og er derfor ikke nærmere kommentert.

Tabell 5.3.2 Deskriptiv statistikk for 2008

Variabel	Gjennomsnitt	Standardavvik
Andel jenter 5. klasse	0.49	0.13
Jente	0.49	0.50
Fars utdanning	4.36	1.63
Mors utdanning	4.47	1.63
Fars inntekt	488 537.1	473 196.7
Mors inntekt	266 055.4	183 172.1
Førstegenerasjons innvandrere	0.0039	0.062
Andregenerasjons innvandrere	0.036	0.19
Familiestruktur	0.75	0.43
Paritet	1.93	0.99
Gjennomsnittlig utdanning fedre på skolen	4.15	0.66
Gjennomsnittlig utdanning mødre på skolen	4.30	0.63
Gjennomsnittlig inntekt fedre på skolen	450 795	136 995.5
Gjennomsnittlig inntekt mødre på skolen	249 584.8	61 977.32
Undervisning	9.17	3.20
Assistenter	1.24	1.24
Spesialundervisning	0.06	0.038
Andel ukvalifiserte lærere	0.029	0.061
Andel mannlige lærere	0.24	0.12
Antall elever på 5. trinn	25.6	19.6

## **6 Resultater**

Først presenteres en tverrsnittanalyse for hver av de to årene. Målet er å kunne reprodusere resultatene til Byre (2008), med dataene for 2007. Med utgangspunkt i utdanningsproduksjonsfunksjonen, som er grunnmodellen, konstrueres en regresjon.

### **6.1 Tverrsnittanalysene**

Tverrsnittanalysen for 2007 er rapportert i tabell 6.1.1. Den første regresjonen inkluderer ingen kontrollvariable. I de neste kolonnene inkluderes suksessivt bakgrunnskarakteristika, andre peermål og ressursvariable. Effekten av jenteandelen reduseres da noe i forhold til den første kolonnen, men estimatet er positivt og signifikant, ved 1 prosent signifikansnivå, i alle spesifikasjoner.

Tabell 6.1.1 Tverrsnittsanalyse for 2007

Variabel	Prøveresultater	Prøveresultater	Prøveresultater	Prøveresultater
Jenteandel	0.216*** (0.0470)	0.172*** (0.0447)	0.173*** (0.0447)	0.169*** (0.0447)
Jente		0.0455*** (0.00844)	0.0452*** (0.00842)	0.0451*** (0.00842)
Førstegenerasjons innvandrere		-0.0870 (0.0593)	-0.0972 (0.0592)	-0.0995* (0.0593)
Andre generasjons innvandrere		0.0237 (0.0236)	0.0210 (0.0235)	0.0199 (0.0238)
Fars utdanning		0.105*** (0.00301)	0.0955*** (0.00307)	0.0955*** (0.00307)
Mors utdanning		0.115*** (0.00334)	0.110*** (0.00333)	0.110*** (0.00332)
Fars inntekt		7.00e-08*** (1.32e-08)	3.80e-08*** (9.86e-09)	3.79e-08*** (9.85e-09)
Mors inntekt		2.55e-07*** (3.88e-08)	1.88e-07*** (3.45e-08)	1.88e-07*** (3.43e-08)
Familiestruktur		0.0755*** (0.00987)	0.0801*** (0.00982)	0.0794*** (0.00983)
Paritet		-0.0400*** (0.00443)	-0.0371*** (0.00443)	-0.0369*** (0.00444)
Gj. snittlig utdanning fedre på skolen			0.0505*** (0.0132)	0.0553*** (0.0134)
Gj. snittlig utdanning mødre på skolen			0.00627 (0.0138)	0.00277 (0.0138)
Gj. snittlig inntekt fedre på skolen			1.39e-07*** (3.39e-08)	1.28e-07*** (3.40e-08)
Gj. snittlig inntekt mødre på skolen			5.27e-07*** (1.01e-07)	5.16e-07*** (1.03e-07)
Antall elever 5. trinn				-0.000380 (0.000267)
Undervisning				0.00208 (0.00342)
Assistentene				0.000228 (0.00491)
Spesialundervisning				-0.505*** (0.166)
Andel ukvalifiserte lærere				0.176 (0.111)
Andel mannlige lærere				-0.122*** (0.0436)
Konstant	-0.0774*** (0.0234)	-1.129*** (0.0281)	-1.495*** (0.0416)	-1.442*** (0.0544)
Observasjoner	49200	49200	49200	49200
R <sup>2</sup>	0.000	0.127	0.133	0.133

Robuste standardfeil i parentes. \*, \*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.



Peereffektene reduseres mest i overgangen fra kolonne 1 til kolonne 2. Dette skyldes, i all hovedsak, at jente blir lagt til som en kontrollvariabel. Når jente legges til som eneste kontrollvariabel, reduseres estimatet på jenteandelen fra 0,216 til 0,182. Dette er rapport i tabell 6.1.2. I 2007 presterte jentene bedre enn guttene på de nasjonale prøvene (Bonesrønning og Iversen, 2008). Dermed er variabelen jente positivt korrelert med prøveresultatene i utgangspunktet. Når jente legges til som en kontrollvariabel tas den ekstra effekten som jenteandelen har, kun i form av at jentene gjør det bedre, bort.

Tabell 6.1.2 Tverrsnittsanalyse for 2007 med jente som eneste inkluderte kontrollvariabel

Variabel	Prøveresultater	Prøveresultater
Jenteandel 2007	0.216*** (0.0470)	0.182*** (0.0476)
Jente		0.0385*** (0.00903)
Konstant	-0.0774*** (0.0234)	-0.0798*** (0.0243)
Observasjoner	49200	49200
R <sup>2</sup>	0.000	0.001

Robuste standardfeil i parentes. \*, \*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Ut ifra resultatene over synes økt jenteandel på klassetrinnet å føre til bedre elevprestasjoner på de nasjonale prøvene. Basert på estimatet i kolonne 4, i tabell 6.1.1, vil et standardavviks endring i jenteandelen føre til at elevprestasjonene øker med  $0,02\sigma$ , (standardavviket til jenteandelen er 0,12). Byre (2008) finner, ved hjelp av dataene fra 2007, at et standardavviks endring i jenteandelen fører til at elevprestasjonene øker med  $0,02\sigma$ . De to effektene er like store, noe som er logisk siden det samme datasettet er benyttet. Lavy og Schlosser (2007) finner at en økning i jenteandelen på 10 prosentpoeng øker jentenes prestasjoner i matematikk med 3,7 prosent av et standardavvik, mens guttenes prestasjoner øker med 2,2 prosent av et standardavvik. Dette er noe sterkere effekter enn i denne analysen. Her gir 10 prosentpoeng økning i jenteandelen at elevprestasjonene, til både gutter og jenter og i alle fag samlet, øker med 1,7 prosent av et standardavvik. Peereffektene funnet i denne oppgaven ligger nærmere resultatene til Hoxby (2000). Her økte prestasjonene med 1-2 prosent av et standardavvik når jenteandelen økte med 10 prosentpoeng.

Ved å se litt nærmere på den siste regresjonen, som inneholder alle kontrollvariablene, vises det at førstegenerasjons innvandrere gjør det dårligere enn referansekategorien, som er elever med norsk bakgrunn. Elever med høyt utdannede fedre og mødre, og elever med høyinntektsforeldre oppnår bedre resultater. I tillegg presterer de elevene som bor sammen med begge foreldrene, og som er eldst, bedre på prøvene. I forhold til de andre permålene, virker det som fedres gjennomsnittlige utdanning og begge foreldres gjennomsnittlige inntekt påvirker elevprestasjonene.

Av ressursvariablene er det kun spesialundervisning og andelen mannlige lærere som er signifikante. Spesialundervisning har et negativt estimat. Jo flere elever som får spesialundervisning, jo dårligere presterer elevene på prøvene. Andelen mannlige lærere er også negativ. Disse resultatene reflekterer med stor sannsynlighet toveis kausalitet og seleksjonseffekter, og må følgelig ikke tolkes som kausale effekter.

Andelen mannlige lærere vil sannsynligvis være endogen fordi den er beheftet med seleksjonseffekter. Allokeringen av mannlige lærere er sannsynligvis ikke tilfeldig, for eksempel er det flere mannlige lærere i distriktene (Bonesrønning og Iversen, 2010). Ved å foreta en estimering av spesialundervisning mot gjennomsnittlig utdannings- og inntektsnivå for fedre, kommer det frem at estimatene for disse variablene er sterkt signifikant negative. Resultatene fra denne estimeringen er rapportert i tabell 6.1.3. Det vil altså være flere elever med spesialundervisning der utdannings- og inntektsnivået er lavere. Ifølge Bonesrønning og Iversen (2010) er utdannings- og inntektsnivået lavere i distriktene. Disse funnene kan indikere at elever i distriktsskoler har uobserverbare egenskaper som tilsier flere atferdsproblemer. Dette kan bidra til å gi skjeve estimater for andelen mannlige lærere.

Tabell 6.1.3 Spesialundervisning 2007 som avhengig variabel

Variabel	Spesialundervisning 2007
Fars utdanning	-0.00140*** (9.73e-05)
Fars inntekt	-4.05e-09*** (7.44e-10)
Konstant	0.0574*** (0.000401)
Observasjoner	52967
R <sup>2</sup>	0.012

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Fortegnet til estimatet for spesialundervisning, i tabell 6.1.1, indikerer at denne variabelen kan tolkes som en peereffekt. Sannsynligvis fanger den, i alle fall delvis, opp forekomsten av uobserverbar elevatferd hos enkeltelever, som har negative konsekvenser for alle elevene. Når det kontrolleres for nivået på spesialundervisning blir følgelig peereffektene knyttet til jenteandel mindre. I kolonne 4 har jeg, ved å inkludere nivået på spesialundervisning, sannsynligvis separert ut en del av totaleffekten av jenteandelen, som er knyttet til gutter med så store atferdsavvik at det utløser spesialundervisning.

I likhet med Byre (2008) finner jeg en positiv og signifikant effekt av jenteandelen, selv om den kvantitative effekten er noe høyere i de regresjonene som er rapportert her. Resultatene ser i utgangspunktet troverdige ut. Effekten til jenteandelen er hele tiden signifikant, ved 1 prosent signifikansnivå, og den kvantitative effekten endres relativt lite ved inkludering av flere kontrollvariable. Dette er en indikasjon på at jenteandelen er rimelig eksogen. Hovedargumentet mot denne analysen er likevel, som nevnt tidligere, problemer med utelatte variable og seleksjon. Problemer med utelatte variable kan løses med paneldata. I datasettet er det tilgjengelig informasjon om alle elever på 5. klassetrinn i to tidsperioder, 2007 og 2008. Ved å sette de to tidsperiodene sammen fås et sammenkoblet tverrsnitt. Da kan det kontrolleres for utelatte skolevariable som kan være korrelert med jenteandelen.

Først presenteres kort tverrsnittsanalysen for 2008, som er rapportert i tabell 6.1.4, for å se om den følger tilnærmet samme mønster som analysen for 2007.

Tabell 6.1.4 Tverrsnittsanalyse for 2008

Variabel	Prøveresultater	Prøveresultater	Prøveresultater	Prøveresultater
Jenteandel	0.0297 (0.0471)	0.0785* (0.0449)	0.0944** (0.0449)	0.0883** (0.0449)
Jente		-0.0331*** (0.00865)	-0.0331*** (0.00863)	-0.0330*** (0.00863)
Førstegenerasjons innvandrere		-0.173** (0.0731)	-0.175** (0.0729)	-0.172** (0.0732)
Andre generasjons innvandrere		-0.00411 (0.0240)	-0.00470 (0.0240)	-0.00917 (0.0242)
Fars utdanning		0.105*** (0.00304)	0.0947*** (0.00313)	0.0948*** (0.00313)
Mors utdanning		0.114*** (0.00320)	0.110*** (0.00328)	0.110*** (0.00328)
Fars inntekt		7.29e-08*** (1.29e-08)	3.39e-08*** (1.07e-08)	3.38e-08*** (1.07e-08)
Mors inntekt		2.94e-07*** (2.56e-08)	2.32e-07*** (2.62e-08)	2.31e-07*** (2.62e-08)
Familiestruktur		0.0687*** (0.0103)	0.0723*** (0.0103)	0.0718*** (0.0103)
Paritet		-0.0375*** (0.00444)	-0.0350*** (0.00443)	-0.0342*** (0.00444)
Gj. snittlig utdanning fedre på skolen			0.0557*** (0.0134)	0.0545*** (0.0138)
Gj. snittlig utdanning mødre på skolen			-0.00310 (0.0143)	-0.00481 (0.0144)
Gj. snittlig inntekt fedre på skolen			3.33e-07*** (3.79e-08)	3.05e-07*** (3.82e-08)
Gj. snittlig inntekt mødre på skolen			1.35e-07 (1.15e-07)	9.91e-08 (1.16e-07)
Antall elever 5. trinn				-0.000134 (0.000271)
Undervisning				-0.000771 (0.00327)
Assistentene				-0.00974*** (0.00349)
Spesialundervisning				-0.445*** (0.166)
Andel ukvalifiserte lærere				0.119 (0.0967)
Andel mannlige lærere				-0.124*** (0.0431)
Konstant	0.0161 (0.0237)	-1.065*** (0.0288)	-1.406*** (0.0431)	-1.298*** (0.0570)
Observasjoner	47238	47238	47238	47238
R <sup>2</sup>	0.000	0.126	0.132	0.132

Robuste standardfeil i parentes. \*, \*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

I den helt enkle regresjonen, i første kolonne, er ikke jenteandelen signifikant. I kolonne 4 derimot, hvor alle kontrollvariablene er inkludert, er jenteandelen signifikant ved 5 prosent signifikansnivå. En viktig forskjell fra 2007 er at jenter, i gjennomsnitt, presterte dårligere enn gutter på de nasjonale prøvene (Bonesrønning og Iversen, 2010). Dette er årsaken til at den estimerte koeffisienten for jenteandelen fremstår som insignifikant i første kolonne. I kolonne 2, der elevens kjønn inkluderes som en kontrollvariabel, er estimatet for jenteandelen over dobbelt så stort som i kolonne 1.

En mulig forklaring på at jenter i gjennomsnitt presterte dårligere enn gutter i 2008 kan være typen oppgaver som ble gitt under regneprøven. Disse var utformet slik at de favoriserte guttene. Ifølge Matematikksenteret besto regneprøven i 2007 av 24 prosent målingsoppgaver, mens prøven i 2008 besto av 34 prosent av denne typen oppgaver. Gjennomsnittlig løsningsprosent for gutter på målingsoppgavene i 2008 var på 59,4 prosent, mens jentene kun hadde en løsningsprosent på 46,2 (Utdanningsdirektoratet, 2009).

Den kvantitative effekten av jenteandel er lavere enn i regresjonen for 2007. En endring i jenteandelen på et standardavvik øker elevprestasjonene med  $0,011\sigma$ , (standardavviket til jenteandelen i 2008 er 0,13). Målt på denne måten, er den estimerte effekten av kjønnssammensetningen på trinnet i 2008 mindre enn halvparten av den estimerte effekten i 2007. Den estimerte effekten er også mye lavere enn andre sammenlignbare analyser, som ligger nærmere 2007-resultatene.

Årsakene til at estimatene varierer over tverrsnittene er ikke opplagt. En hypotese kan være at variasjonen reflekterer mangelfulle måleinstrumenter. Det kan tenkes at de nasjonale prøvene ikke er de beste instrumentene til å måle peereffekter. Nettopp fordi det kan være forskjeller i hvordan de utformes i påfølgende år. Denne hypotesen undersøkes senere når jeg ser på peereffekter i de tre involverte fagene hver for seg. En alternativ hypotese kan være at variasjonen indikerer at uobserverbare skolefaktorer spiller en rolle. Det er muligens noen uobserverbare skolefaktorer som er korrelert med jenteandelen, og disse faktorene kan føre til skjeve estimater. I dette tilfellet underbygger funnene over, viktigheten av å basere estimeringen av peereffekter på informasjon fra flere tverrsnitt.

Ellers viser variablene for sosioøkonomisk bakgrunn omtrent de samme effektene som over. I forhold til andre peermål er ikke mors gjennomsnittlige inntekt lenger signifikant. Når det gjelder ressursvariablene har bruk av assistenter blitt signifikant negativ. Denne variabelen er sannsynligvis endogen som en følge av toveis kausalitet. Jo dårligere elevene presterer jo flere assistenter blir satt inn for å prøve og endre på dette.

## **6.2 Det sammenkoblede tverrsnittet**

Selv om ikke estimatet på jenteandelen endres mye, ved alternative modellspesifikasjoner i regresjonen for 2008 heller, er det likevel grunn til å tro at tverrsnittsanalysene skaper skjeve estimater. Dette grunnet problemer med utelatte variable som er diskutert over. Jeg klarer sannsynligvis ikke å kontrollere for alt som påvirker prøveresultatene, for eksempel lærerkvalitet eller gjennomsnittlig uobserverbar elevmotivasjon, og som kan være korrelert med jenteandelen. Ved å sette sammen dataene fra de to årene fås et sammenkoblet tverrsnitt, og det kan estimeres en regresjon med faste skoleeffekter. Da utnyttes variasjonen i jenteandel over tid i den enkelte skole. Resultatene fra den sammenkoblede tverrsnittsanalysen er rapportert i tabell 6.2.1.

I den første regresjonen er kun interessevariabelen lagt til som forklaringsvariabel. Jenteandelen er positiv og signifikant ved 1 prosent signifikansnivå. I henhold til teorien inkluderes alle kontrollvariablene, både bakgrunns karakteristika, andre peermål og ressursvariable. I kolonne 2 vises det at den fulle regresjonen gir en positiv og signifikant effekt, ved 5 prosent signifikansnivå, av jenteandelen på prøveresultatene.

Det er viktig å sjekke om det kan være heteroskedastisitet til stede. Dersom forutsetningen om konstant restleddsvarians, homoskedastisitet, ikke er oppfylt, vil standardfeilene til koeffisientene være gale. Det vil da være heteroskedastisitet, og standard inferensmetoder, som for eksempel t-tester og F-tester, vil være ugyldige (Wooldridge, 2006). Dette kan korrigeres ved hjelp av robuste standardfeil, noe som ble gjort i begge tverrsnittsanalysene.

Tabell 6.2.1 Det sammenkoblede tverrsnittet

Variabel	Prøveresultater	Prøveresultater	Prøveresultater
Jenteandel	0.125*** (0.0475)	0.101** (0.0454)	0.101 (0.0690)
Jente		0.00297 (0.00295)	0.00297 (0.00317)
Fars utdanning		0.0473*** (0.00107)	0.0473*** (0.00108)
Mors utdanning		0.0556*** (0.00110)	0.0556*** (0.00115)
Fars inntekt		1.61e-08*** (3.25e-09)	1.61e-08*** (3.84e-09)
Mors inntekt		9.70e-08*** (8.16e-09)	9.70e-08*** (1.07e-08)
Førstegenerasjons innvandrere		-0.0894*** (0.0216)	-0.0894*** (0.0226)
Andre generasjons innvandrere		-0.0506*** (0.00885)	-0.0506*** (0.0108)
Familiestruktur		0.0388*** (0.00348)	0.0388*** (0.00362)
Paritet		-0.0120*** (0.00168)	-0.0120*** (0.00205)
Gj. snittlig utdanning fedre på skolen		0.0102 (0.0163)	0.0102 (0.0243)
Gj. snittlig utdanning mødre på skolen		0.0460*** (0.0162)	0.0460* (0.0235)
Gj. snittlig inntekt fedre på skolen		6.73e-08 (5.64e-08)	6.73e-08 (7.51e-08)
Gj. snittlig inntekt mødre på skolen		-6.04e-08 (1.26e-07)	-6.04e-08 (2.03e-07)
Undervisning		0.00328 (0.00429)	0.00328 (0.00478)
Assistent		-0.0130*** (0.00463)	-0.0130** (0.00594)
Spesialundervisning		-0.701** (0.301)	-0.701* (0.403)
Andel ukvalifiserte lærere		-0.398*** (0.142)	-0.398* (0.211)
Andel mannlige lærere		0.325*** (0.0804)	0.325** (0.134)
Antall elever 5. trinn		-0.00197*** (0.000656)	-0.00197* (0.00117)
Konstant	-0.0319 (0.0234)	-1.507*** (0.161)	-1.507*** (0.246)
Observasjoner	96489	96489	96489
R <sup>2</sup>	0.000	0.098	0.098

Standardfeil i parentes. Robuste standardfeil i parentes i kolonne 3. \*, \*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

I kolonne 3 kontrolleres det for robuste standardfeil. Resultatet blir da mer upresist. Effekten er fortsatt positiv, men signifikant først ved 14 prosent signifikansnivå. Dette skyldes sannsynligvis den korte tidsserien. Få tidsperioder skaper høye standardfeil og dermed upresise estimater (Wooldridge, 2006). Den estimerte koeffisienten for jenteandel ligger mellom tverrsnittsresultatene fra 2007 og 2008. En endring i jenteandelen på et standardavvik fører til at elevprestasjonene øker med  $0,01\sigma$ , (standardavviket til jenteandelen er 0,10).

Resultatene indikerer dermed at det foreligger effekter av kjønns sammensetningen på enkeltelevers prestasjoner, men at størrelsen på effekten er vanskelig å anslå fra de to foreliggende tverrsnittene. Det trengs data fra flere tidsperioder for å si noe sikkert om hvor stor denne effekten er.

Når det gjelder kontrollvariablene er kjønnsforskjellen i prestasjoner ikke lenger signifikant. Fars og mors utdanning og inntekt er alle positive og sterkt signifikante. Jo mer ressurssterke foreldre en elev har, jo bedre vil denne eleven prestere på de nasjonale prøvene. Variablene for førstegenerasjons- og andregenerasjons innvandrere er begge negative, og signifikante ved 1 prosent signifikansnivå. En viktig grunn til at innvandrere presterer dårligere på prøvene er sannsynligvis ulemper i forhold til språket. Variablen som representerer familiestruktur er positiv og paritetsvariabelen er negativ. Dette er i overensstemmelse med det som kom frem i tverrsnittsanalysene.

I forhold til de andre peermålene, er ikke fedres gjennomsnittlige utdanning og inntekt lenger signifikante, men mødres gjennomsnittlige utdanning er. Variablene synes dermed ikke å ha noen stor innvirkning på prøveresultatene. Men det er sannsynligvis underliggende selvseleksjon knyttet til disse peermålene. Det bør derfor utvises forsiktighet i forhold til å trekke konklusjoner, før mer grundige undersøkelser er foretatt. Det kan være uobserverbare effekter som gjør at man selekterer seg til spesielle områder. Kanskje de med høy utdannelse selekterer seg til steder der det er mange andre med høy utdannelse, for eksempel Oslo. Her er det sannsynligvis sterke positive holdninger i forhold til utdanning siden mange har det. Dette kan føre til sterk motivasjon for utdanning blant elevene i disse områdene. Motivasjon er uobserverbart, og vil inngå i restleddet. Dermed vil andre peermål være korrelert med restleddet, og dette skaper sannsynligvis skjevheter i estimatene til disse variablene.



Assistentene, spesialundervisning, andelen mannlige lærere og antall elever på 5. trinn er alle signifikante. Estimatet for assistenter, spesialundervisning og andelen mannlige lærere er negative. Det er sannsynligvis et resultat av toveis kausalitet og seleksjonseffekter.

Estimatet for antall elever på 5. trinn er også negativt. Jo flere elever det er på trinnet jo dårligere gjør elevene det. Dette henger muligens sammen med at flere elever på trinnet kan føre til økt klassestørrelse. Det er likevel minst to grunner til at estimatet ikke kan brukes, med stor kraft, i diskusjonen om betydningen av lærertetthet. For det første finnes mange av de små trinnene, og dermed de små klassene, ute i distriktene der foreldres utdanning og inntekt er lavere enn i de sentrale strøkene (Bonesrønning og Iversen, 2010). Dette indikerer at det kan være korrelasjon mellom trinnstørrelse og uobserverbare elevkarakteristika. Dette endogenitetsproblemet er vanskelig å løse. For det andre klarer jeg ikke å separere trinn og klasser. Elevene deles inn i flere klasser når antall elever på trinnet overstiger en grense. Det innebærer at det flere steder vil være små klasser, og høy lærertetthet, selv om det er mange elever på trinnet. I sum betyr dette at estimatet for trinnstørrelse er vanskelig å tolke.

Når det gjelder kontrollvariablene avviker ikke resultatene fra det sammenkoblede tverrsnittet mye fra de to tverrsnittsanalysene. Estimatet for betydningen av kjønns sammensetningen er imidlertid ganske forskjellig over de to tverrsnittene. Når underhypotesene skal analyseres benyttes de enkelte tverrsnittene. Strategien er å undersøke om underhypotesene bekreftes i begge tverrsnittene.

## **6.3 Heterogene effekter**

### **6.3.1 Heterogene effekter over fag**

Til nå er det kun de samlede resultatene fra de tre prøvene som er anvendt som avhengig variabel. Ved å dele opp prøveresultatene i engelsk, lesing og regning, kan det undersøkes om peereffektene opptrer forskjellig i de enkelte fagene. Det kan være at guttene er mer læringsmotiverte i enkelte fag, og følgelig at de ikke forstyrrer de andre elevene like mye. Dersom dette er tilfellet vil ikke jenteandelen ha like stor betydning i disse fagene. Det kan også være at organiseringen av undervisningen varierer mellom fagene, på en måte som gjør at elevsammensetningen blir mer eller mindre viktig.

Tabell 6.3.1.1 Heterogene effekter over fag 2007

Variabel	Engelsk	Lesing	Regning
Jenteandel 2007	0.161*** (0.0455)	0.107** (0.0444)	0.162*** (0.0442)
Observasjoner	51267	50841	50888
R <sup>2</sup>	0.065	0.130	0.123

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 6.3.1.2 Heterogene effekter over fag 2008

Variabel	Engelsk	Lesing	Regning
Jenteandel 2008	0.0737 (0.0455)	0.0630 (0.0442)	0.0881** (0.0442)
Observasjoner	49715	48767	49013
R <sup>2</sup>	0.068	0.128	0.138

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Resultatene fra 2007, rapportert i tabell 6.3.1.1, viser omtrent like store peereffekter i engelsk og regning, mens peereffektene i lesing er noe lavere. Alle er signifikante. Resultatene for 2008, vist i tabell 6.3.1.2, følger det samme mønsteret, men effektene er mye mindre. Peereffektene ved regneprøven er størst, og de eneste effektene som er signifikante. Selv om de andre effektene ikke er signifikante i 2008, er resultatene fra de to årene konsistente. Dermed virker det ikke som det er endrede oppgaver ved regneprøven i 2008, som er årsaken til forskjellen i størrelsene til de kvantitative effektene i de to tverrsnittsanalysene.

Disse resultatene kan tyde på at peereffekter eksisterer. Effektene fra det sammenkoblede tverrsnittet, rapportert i tabell 6.2.1, er upresist estimert, sannsynligvis på grunn av den korte tidsserien. Det er begrenset variasjon innenfor tverrsnittene over kun to år. Lavy og Schlosser (2007) står ovenfor det samme problemet i sin analysen av barne- og ungdomsskolen, der det sammenkoblede tverrsnittet kun består av to kull.

Det er ikke bare peereffektens eksistens som er interessant, men også hvilke mekanismer som ligger bak. I tråd med Lazear (2001) undersøkes det om klassestørrelse har betydning for peereffektene. Deretter følger en utvidelse av modellen, der mulige heterogene effekter for undergrupper av elever analyseres.

### 6.3.2 Klassestørrelseeffekter

Ved å følge Lazear (2001) undersøkes peereffekter i forhold til klassestørrelse. Det er flere elever, og sannsynligvis mer bråk, i store klasser. Derfor burde det være en større effekt av økt jenteandel i disse klassene.

Det er problematisk å undersøke hvordan klassestørrelsen påvirker peereffektene, fordi det ikke er informasjon om klassestørrelsen i datasettet, kun antall elever på trinnet.

Fremgangsmåten for analysen blir derfor å skille ut de trinnene med en bestemt størrelse, som gjør at det er logisk å tro at klassestørrelsen på disse trinnene enten er stor eller liten. Frem til 2003 opererte kommunene med en klassestørrelseregel for grunnskolene. Denne regelen innebar at det maksimalt skulle være 28 elever i hver klasse. Det forutsettes her at skolene fremdeles ikke deler opp klassene før det er 28 elever i klassen. Lærertettheten har vært relativt konstant fra 2003 til 2009 (Utdanningsspeilet, 2009), så dette synes som en troverdig antakelse. Dermed defineres store klasser som de trinnene med elevtall i intervallet fra 22 til 28 elever. Små klasser er de trinnene med elevtall i intervallet fra 13 til 19 elever.

Tabell 6.3.2.1 Klassestørrelseeffekter 2007

Variabel	Store klasser	Små klasser
Jenteandel 2007	0.0575 (0.149)	0.0607 (0.117)
Observasjoner	4613	4506
R <sup>2</sup>	0.121	0.110

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 6.3.2.2 Klassestørrelseeffekter 2008

Variabel	Store klasser	Små klasser
Jenteandel 2008	0.189 (0.131)	0.541*** (0.117)
Observasjoner	5508	4506
R <sup>2</sup>	0.112	0.106

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

I 2007, tabell 6.3.2.1, er det ikke mulig å identifisere forskjeller i peereffekter i forhold til klassestørrelse. Koeffisientene er veldig små, og i ingen av tilfellene signifikante. Resultatene

for 2008 viser et annet bilde. De kvantitative effektene er mye høyere, spesielt for små klasser. Denne er også klart signifikant.

Estimeringen for 2008 er motsatt av det som forventes. Det kan være et resultat av at det er vanskelig å identifisere store og små klasser ut ifra datasettet, og at det kan være store forskjeller i elevsammensetningen. De små klassene ligger hovedsakelig i de små skolene i distriktene, der foreldrene har lavere utdanning enn i sentrale strøk (Bonesrønning og Iversen, 2010). Estimeringen i tabell 6.3.1 viste en negativ sammenheng mellom fedres utdanningsnivå og spesialundervisning. Flere elever med spesialundervisning indikerer sannsynligvis at det er mer bråk og forstyrrelser i klasserommet. Med referanse til Lazears modell (2001) kan ikke  $p$  holdes konstant når effekten av  $n$  undersøkes. Ut ifra disse resultatene er det vanskelig å si noe om hvordan dette forholdet egentlig er. Det trengs en oversikt over både store og små klasser og elevsammensetningen, og et lengre datasett.

### 6.3.3 Heterogene effekter i forhold til kjønn

Lazar (2001) forutsetter at alle elevene utnytter den ekstra undervisningstiden de får, ved redusert bråk og forstyrrelser, like godt. Min hypotese går ut på at ulike undergrupper kanskje utnytter den økte undervisningstiden forskjellig. Ved å følge Lavy og Schlosser (2007) og Byre (2008) undersøkes det om effektene er forskjellige for gutter og jenter.

Tabell 6.3.3.1 Heterogenitet i forhold til kjønn 2007

Variabel	Jenter	Gutter
Jenteandel 2007	0.167***	0.131**
	(0.0622)	(0.0648)
Observasjoner	24248	24952
R <sup>2</sup>	0.129	0.137

Robuste standardfeil i parentes. \*, \*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 6.3.3.2 Heterogenitet i forhold til kjønn 2008

Variabel	Jenter	Gutter
Jenteandel 2008	0.163***	-0.0204
	(0.0612)	(0.0664)
Observasjoner	23539	23699
R <sup>2</sup>	0.127	0.138

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 6.3.3.2 viser estimeringen for 2008. Her finnes det ingen peereffekter for gutter, men en positiv og signifikant effekt for jenter. Den kvantitative effekten er relativt stor.

Estimeringen for 2007, tabell 6.3.3.1, viser et annet resultat for guttene. Her har guttene en positiv og signifikant effekt av jenteandelen. Men den kvantitative effekten er mindre enn jentenes. Ut ifra dette synes det som at jentene har fordeler av høy jenteandel på trinnet. De har en konsistent signifikant effekt av jenteandelen på sine prøveresultater. Når jenteandelen endres med et standardavvik fører dette til en økning på  $0,02\sigma$  i prestasjonene til jentene i 2007. Byre (2008) fant at en økning på et standardavvik økte prestasjonene til jentene med  $0,03\sigma$ .

Når det gjelder guttene gir analysen mer uklare resultater. I 2007 har jenteandelen en innvirkning på prøveresultatene til guttene. I 2008 er den insignifikant. Det er derfor vanskelig å si noe sikkert om hvordan de kjønnsmessige peereffektene påvirker guttene. Det trengs et lengre datasett. Byre (2008) fant ikke signifikante peereffekter for guttene i 2007.

#### 6.3.4 Heterogene effekter i forhold til elevbakgrunn

Det kan være at peereffektene er avhengig av bakgrunnen til eleven. Kanskje det er større peereffekter for elever med høyt utdannede foreldre, fordi de har høyere elevmotivasjon. En høyere jenteandel fører sannsynligvis til mindre bråk og mer undervisning. Det er naturlig å tro at de elevene med høyest motivasjon utnytter den økte undervisningstiden best.

Denne hypotesen undersøkes ved å bruke fars utdanning som en indikator på om elevene har høyt utdannede foreldre. Elevene skilles ved gjennomsnittsverdien på fars utdanningsnivå. De estimerte resultatene er rapportert i tabell 6.3.4.1 og 6.3.4.2.

Tabell 6.3.4.1 Heterogenitet i forhold til foreldres utdanningsnivå 2007

Variabel	Høy utdannede fedre	Lavt utdannede fedre
Jenteandel 2007	0.221***	0.131**
	(0.0747)	(0.0557)
Observasjoner	18345	30855
R <sup>2</sup>	0.093	0.069

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 6.3.4.2 Heterogenitet i forhold til foreldres utdanningsnivå 2008

Variabel	Høyt utdannede fedre	Lavt utdannede fedre
Jenteandel 2008	-0.0655	0.152***
	(0.0744)	(0.0562)
Observasjoner	18216	29022
R <sup>2</sup>	0.093	0.064

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Resultatene, i tabell 6.3.4.1, viser at de elevene som har fedre med relativt høy utdanning har høyere peereffekter enn de som har fedre med relativt lav utdanning. Resultatene fra 2007 støtter altså teorien om at elevmotivasjon er viktig i forhold til peereffektene. Begge undergruppene presterer bedre på prøvene, men de elevene med høyt utdannede fedre har relativt høyere peereffekter. De klarer sannsynligvis å utnytte den økte undervisningstiden bedre enn de andre elevene. Estimeringen for 2008, tabell 6.3.4.2, viser det motsatte resultatet. Her opplever de elevene med høyt utdannede foreldre negative peereffekter, men de er insignifikante. Det er vanskelig å si noe om grunnen til dette. Det trengs en lengre tidsserie for å kunne undersøke hypotesen nærmere.

## 7 Robusthetssjekker

### 7.1 Placeboeffekter

For å sjekke om resultatene er troverdige utføres noen robusthetssjekker. I likhet med Lavy og Schlosser (2007) byttes jenteandelen på 5. klassetrinn ut med jenteandelen på 4. og 6. klassetrinn. Dette gjøres for å sjekke om disse har noen innvirkning på prøveresultatene på 5. trinn. Dersom jenteandelen i de nærliggende kullene ikke har noen innvirkning på prøveresultatene på 5. trinn, er dette en indikasjon på at estimatene for jenteandelen ikke drives av uobserverbare skolekarakteristika. Dette blir kalt placeboeffekter, og estimeringene er gjengitt i tabell 7.1.1 og 7.1.2.

Tabell 7.1.1 Placeboeffekter 2007

Variable	4. trinn	6. trinn
Jenteandel 2007	-0.000101 (0.0396)	-0.00714 (0.0404)
Observasjoner	49188	50156
R <sup>2</sup>	0.133	0.132

Robuste standardfeil i parentes. \*, \*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 7.1.2 Placeboeffekter 2008

Variable	4.trinn	6. trinn
Jenteandel 2008	0.0447 (0.0401)	-0.0199 (0.0419)
Observasjoner	47180	47998
R <sup>2</sup>	0.132	0.133

Robuste standardfeil i parentes. \*, \*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Resultatene for begge årene er i overensstemmelse med prediksjonen. Jenteandelen på 4. trinn og 6. trinn er ikke signifikant med hensyn på prøveresultatene på 5. trinn. Koeffisientene er små og, i forhold til 6. trinn, negative. Med utgangspunkt i disse resultatene synes det lite sannsynlig at de estimerte resultatene er beheftet med skjevheter, som en følge av at utelatte, uobserverbare skoleeffekter blir forvekslet med peereffektene.

## 7.2 Generalisering

Peereffektene kan ha forskjellig betydning i forhold til om det er sentrale strøk eller distriktene som undersøkes. Ifølge regresjonen i tabell 6.1.3 avhenger spesialundervisning negativt av fars utdannings- og inntektsnivå. Dersom det i utgangspunktet er mer bråk i ”distriktsklasserommene” enn i ”byklasserommene”, indikert ved at det sannsynligvis er flere elever med spesialundervisning i distriktene, kan dette gi utslag i peereffektene. En høyere jenteandel i distriktsklasserommene vil redusere bråket relativt mer i forhold til de sentrale strøkene. Dette er et viktig tema i forhold til om resultatene kan generaliseres til hele landet.

For å skille mellom sentrale strøk og distrikter anvendes store og små kommuner. Små kommuner defineres som de kommunene med under 5000 innbyggere. Mange av disse kommunene ligger i distriktene, og her er det flere små skoler. Sentrale strøk er representert ved de store bykommunene, definert ut ifra kommuner som har flere enn 50 000 innbyggere. Resultatene for 2007 og 2008 er rapportert i tabellene under.

Tabell 7.2.1 Store og små skoler 2007

Variable	Små skoler	Store skoler
Jenteandel 2007	0.146 (0.0988)	0.0775 (0.0928)
Observasjoner	5678	15637
R <sup>2</sup>	0.081	0.167

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 7.2.2 Store og små skoler 2008

Variable	Små skoler	Store skoler
Jenteandel 2008	0.151 (0.102)	-0.0930 (0.0988)
Observasjoner	5572	15485
R <sup>2</sup>	0.094	0.161

Robuste standardfeil i parentes. \*,\*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabellene viser ingen signifikante effekter i noen av tilfellene. Men de kvantitative effektene er relativt like for de to årene, og mye større for de små skolene. Dette indikerer at økt jenteandel påvirker prøveresultatene positivt i de små skolene, selv om effektene er upresist



estimert. Når det gjelder de store skolene er effekten enten mindre, som i 2007, eller negativ, som i 2008. Det er altså langt mindre opplagt at det forekommer effekter av kjønns sammensetningen her.

Når estimeringene ikke indikerer noen effekter i byene, er det kanskje fordi det er mindre atferdsproblemer i utgangspunktet. Tidligere resultater indikerer at det er relativt færre elever med spesialundervisning i disse områdene. Det kan tyde på relativt mindre bråk og forstyrrelser i de store skolene. En høyere jenteandel vil da sannsynligvis ikke ha like stor innvirkning på læringsmiljøet som i de små skolene, og det vil være vanskeligere å identifisere peereffekter.

For å undersøke dette nærmere analyseres peereffektene for elever som går på skoler, i de store byene, der foreldre har lavt gjennomsnittlig utdanningsnivå. Dersom disse elevene har høyere peereffekter, enn hele utvalget av elever fra store byer, kan det tyde på at det er denne sammenhengen mellom foreldres utdanningsnivå og peereffekter som fører til de estimerte resultatene i distriktene. Dette er rapportert i tabell 7.2.3.

Tabell 7.2.3 Skoler i store byer der foreldrene har lavt gjennomsnittlig utdanningsnivå

Variable	2007	2008
Jenteandel	0.246 (0.207)	-0.145 (0.207)
Observasjoner	3128	3141
R <sup>2</sup>	0.123	0.116

Robuste standardfeil i parentes. \*, \*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

I 2007 virker det som det er en effekt for de elevene som går på skoler med lavt utdannede foreldre i de store byene. Denne effekten er imidlertid upresis. Når det gjelder 2008 er det vanskelig å identifisere en effekt. Samlet sett indikerer disse resultatene at det er peereffekter i distriktene, mens det er vanskelig å si noe sikkert i forhold til de store byene. For å kunne se nærmere på generaliseringsspørsmålet trengs en lengre tidsserie fordi resultatene fra 2007 og 2008 er så forskjellige.

### 7.3 Klyngeeffekter

Et potensielt problem som ikke er diskutert tidligere er mulige klyngeeffekter. Lavy og Schlosser (2007) inkluderte dette i sin analyse. En klyngeeffekt er en uobserverbar effekt som er felles for alle enhetene i en klynge (Wooldridge, 2006). I dette tilfellet er enhetene elevene og klyngen er den enkelte skolen. Det kan være at det blir feil å bruke elevobservasjoner, i stedet for skoleobservasjoner, i denne analysen. Dersom elevene på hver enkelt skole presterer omtrent likt på de nasjonale prøvene, kan ikke alle de individuelle elevprestasjonene telle som enkeltobservasjoner. Dermed kan det reelle antallet observasjoner være lavere enn det som er benyttet i analysene over. I tabellen under er det inkludert klyngeeffekter ved estimeringen av de to tverrsnittene.

Tabell 7.3.1 Klyngeeffekter

Variable	2007	2008
Jenteandel	0.169** (0.0715)	0.0883 (0.0714)
Observasjoner	49200	47238
R <sup>2</sup>	0.133	0.132

Robuste og klyngekorrigerede standardfeil i parentes. \*, \*\* og \*\*\* angir signifikante estimater ved henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Fra tabell 7.3.1 vises det at estimatene blir mer upresise. Det kan tyde på at det reelle antallet observasjoner er noe lavere enn antall elevobservasjoner. Det virker som det er noe korrelasjon mellom elevprestasjonene på den enkelte skole, slik at ikke alle observasjonene kan telles enkeltvis. For 2007 forblir resultatene signifikante, ved 5 prosent signifikansnivå, mens effekten av jenteandel i 2008 blir insignifikant. Dette indikerer at man må være forsiktig med å bruke observasjoner på elevnivå i dette tilfellet.

### 7.4 Diskusjon av forskjellen mellom 2007 og 2008

Peereffektene varierer mye i størrelse over de to årene. En mulig forklaring på dette kan være uobserverbare holdningsendringer. De nasjonale prøvene ble innført i 2007. Kanskje de ikke ble tatt alvorlig dette året. En stor offentlig debatt kan ha ført til endrede holdninger blant alle involverte aktører. Det kan ha blitt større press fra skoleledere og foreldre i forhold til elevprestasjoner. Økt prestisje og konkurranse er sannsynligvis en motivasjonsfaktor både for

lærere og elever. Dersom guttene gjorde en større innsats kan dette ha vært årsaken til at peereffektene ble redusert i 2008.

Motivasjonen til lærerne kan også ha økt, og det kan være at de opplever press om å levere bedre resultater enn året før. Guttene presterer generelt dårligere enn jentene i de tre fagene (Nordahl, 2007). Dermed er det kanskje lettere for lærerne å løfte guttene opp mot nivået til jentene. Dette kan gjennomføres ved å trene elevene i testspesifikke evner, eller ved å fokusere mye på de fagene som testes i de nasjonale prøvene. Det kan altså være at en slags form for ”gaming” (Hanushek og Raymond, 2005) har funnet sted, og at dette har forårsaket de reduserte peereffektene i 2008.



## 8 Oppsummering og konklusjon

I denne oppgaven analyseres effekten av kjønns sammensetningen på 5. klassetrinn, på prøveresultatene ved de nasjonale prøvene i 2007 og 2008. Resultatene tyder på at peereffekter eksisterer. Både det sammenkoblede tverrsnittet, og de to enkeltstående tverrsnittene indikerer at dette er tilfellet, selv om det er problemer med å oppnå signifikante resultater i det sammenkoblede tverrsnittet. Dette er i overensstemmelse med hypotesen om at økt jenteandel reduserer bråket, og på den måten fører til bedre elevprestasjoner på de nasjonale prøvene.

Peereffektene viser seg å være sterkere i fagene engelsk og regning. Dette kan tyde på at guttene er mindre motivert i enkelte fag, og at de dermed forstyrres mer i disse fagene. Da vil effekten av økt jenteandel være sterkere. Fra analysen av peereffektens innvirkning på hvert av kjønnene, viser resultatene at det er fordelaktig for jenter å gå på trinn med høy jenteandel. Det er positive og signifikante effekter av jenteandelen på jentenes prøveresultater i begge årene. Analysen gir et uklart resultat med hensyn til guttene. I 2007 virker det å være peereffekter for guttene, men i 2008 er disse blitt insignifikante. I forhold til spørsmålene reist i innledningen, indikerer resultatene at peereffektene har forskjellig innvirkning på de to kjønnene. Det kan virke som at jentene har en større fordel av å gå sammen med andre jenter enn det guttene har.

Når det gjelder underhypotesene vedrørende klassestørrelse og heterogenitet i forhold til foreldres utdanningsnivå, gir de empiriske analysene uklare resultater. Teorien, i forhold til klassestørrelse, gikk ut på at det burde være sterkere peereffekter i store klasser siden det sannsynligvis er mer bråk her. Dette støttes ikke i noen av tverrsnittsanalysene. I 2008 viser estimeringen derimot positive og signifikante peereffekter for små klasser. I forhold til foreldres utdanningsnivå, gir resultatene fra 2007 støtte til hypotesen om at elever med høyt utdannede foreldre har sterkere peereffekter. Dette støttes imidlertid ikke i 2008-resultatene. Det er dermed vanskelig å si noe om hvordan mekanismene opptrer her. Regresjonene viser ikke konsistente resultater. Det er sannsynligvis noe uobserverbart ved ett av årene som gjør resultatene så forskjellige.

Resultatene virker robuste, men det er problematisk å generalisere effekten til hele landet. Estimeringen for kommuner med flere enn 50 000 innbyggere indikerer at det ikke er noe særlig effekter i byene. Det kan være fordi det er relativt færre elever med atferdsvansker i de sentrale strøkene. Dermed vil en høy jenteandel være mindre viktig.

De estimerte resultatene åpner for en diskusjon vedrørende mulige politikimplikasjoner. I forhold til at det er varierende peereffekter i de ulike fagene, kan det kanskje være mulig å sette sammen grupper med fordelaktig kjønns sammensetning i de fagene med sterke peereffekter. Jentene vil tjene på en høy jenteandel på gruppene og, i verste fall, vil ikke guttene påvirkes av dette. Det er selvfølgelig et problem i forhold til hvor mange jenter man har til rådighet. Den deskriptive statistikken viste at gjennomsnittlig jenteandel var tilnærmet 50 prosent.

Estimeringen av heterogenitet i forhold til kjønn impliserte at det er grunnlag for å gjøre noe med klassesammensetningen. Det kan kanskje være optimalt å ha flere kjønnsdelte klasser. Siden det er uklart hvordan guttene reagerer på økt jenteandel er det vanskelig å komme med en konkret politikk anbefaling, men resultatene peker i retning av en sterkere effekt for jenter, og dette bør derfor vektlegges mer i fremtiden.

Analysen lider under den korte tidsserien, og derfor oppnås det til dels upresise resultater. Styrken, derimot, er at den kvantitative effekten endres lite når kontrollvariablene legges til. Det er heller ikke store forskjeller på det sammenkoblede tverrsnittet og de to enkeltstående tverrsnittene. I tillegg er det utført flere robusthetssjekker som tyder på at estimeringen ikke er beheftet med store endogenitetsproblemer.

I fremtiden er det viktig å skaffe flere tidsperioder for å kunne analysere hvordan effektene vil utvikle seg på lang sikt. Ut ifra analysene utført her er det ikke mulig å si om de langsiktige resultatene vil ligge nærmere effektene fra 2007 eller 2008. Med flere år vil det dessuten være lettere å identifisere mekanismene som ligger bak peereffektene. Det kan være flere mulige forklaringer som ikke er undersøkt i denne oppgaven grunnet begrensninger i datamaterialet.

## Referanser

Bonesrønning, H. og J. M. V. Iversen (2010): "Prestasjonsforskjeller mellom skoler og kommuner: Analyse av nasjonale prøver 2008" Senter for økonomisk forskning AS, rapport nr. 01/10.

Bonesrønning, H. og J. M. V. Iversen (2008): "Suksessfaktorer i grunnskolen: Analyse av nasjonale prøver 2007" Senter for økonomisk forskning AS, rapport nr. 05/08.

Byre, F. H. (2008): "Hvordan påvirker kjønns sammensetningen i en klasse enkeltelevers prestasjoner?" Masteroppgave, NTNU.

Hanushek, E. A. og M. E. Raymond (2005): "Does School Accountability Lead to Improved Student Performance?", *Journal of Policy Analysis and Management* 24(2), 297-327.

Hanushek, E. A. (2002): *Handbook of Public Economics, Ch. 30: Publicly Provided Education*. North-Holland, Amsterdam.

Hoxby, C. (2000): "Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation", *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 7867*.

Hoxby, C. M. og G. Weingarth (2005): "Taking Race Out of the Equation: School Reassignment and the Structure of Peer Effects" Mimeo, Harvard University.

Lavy, V. og A. Schlosser (2007): "Mechanisms and Impacts of Gender Peer Effects at School", *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 13292*.

Lazear, E. P. (2001): "Educational Production", *The Quarterly Journal of Economics* 116(3), 777-803.

Leuven, E., H. Oosterbeek og M. Rønning (2008): "Quasi-experimental Estimates of the Effect of Class Size on Achievement in Norway", *Scandinavian Journal of Economics* 110(4), 663-693.

Nordahl, T. (2007): "Gutter og jenters situasjon og læring i skolen" Arbeidsnotat, Høgskolen i Hedmark.

Plug, E. (2004): "Estimating the Effect of Mother's Schooling on Children's Schooling Using a Sample of Adoptees", *American Economic Review* 94(1), 358-368.

Rosen, H. S. (2005): *Public Finance*, seventh Edition. McGraw Hill, New York.

Statistisk sentralbyrå (2001): "Norsk standard for utdanningsgruppering" Publikasjon, Statistisk sentralbyrå.

Todd, P. E. og K. Wolpin (2003): "On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement", *The Economic Journal* 113(485), 3-33.

Ulku-Steiner, B., B. Kurtz-Coates og C. R. Kinlaw: "Doctoral Students Experiences in Gender-Balanced and Male-Dominated Graduate Programs", *Journal of Educational Psychology* 92(2), 296-307.

Utdanningsdirektoratet (2009): "Fakta om nasjonale prøver" Artikkel, Utdanningsdirektoratet.

Utdanningsdirektoratet (2009): "Utdanningsspeilet 2008" Tilstandsrapport, Utdanningsdirektoratet.

Wooldridge, J. M. (2006): *Introductory Econometrics, A Modern Approach*, third Edition. Thomson South-Western, Mason.