Forord

Arbeidet med oppgaven har vært både spennende og til tider krevende. Professor Torberg Falch fortjener en stor takk for grundig og inspirerende veiledning med konstruktive tilbakemeldinger hele veien.

Vil også takke familie og venner for god støtte gjennom hele prosessen. Spesielt vil jeg takke pappa for god hjelp og nyttige kommentarer og Hanne for godt humør etter lange dager på lesesalen.

Kamilla Hatland, August 2012

Innholdsfortegnelse

1. Innledning **1**

2. Institusjonelle forhold **3**

3. Teorigrunnlag og tidligere forskning **5**
3.1 Humankapitalmodellen *5*
3.2 Produktfunksjon og utdanning *8*
3.2.1 Value-added formulering 10
3.3 Tidligere forskning *10*
3.3.1 Norske studier 10
3.3.2 Utenlandske studier 12
3.3.3 Betydning av klassestørrelse 13
3.4 Oppsummering *13*

4. Presentasjon av datamaterialet **15**
4.1 Den avhengige variabelen *15*
4.2 Interessevariablene *17*
4.3 Kontrollvariablene *22*
4.4 Oppsummering. *27*

5. empirisk tilnærming og spesifikasjon **28**
5.1 Innledning *28*
5.2 Økonometrisk modell og forutsettinger for modellen *28*
5.3 Estimeringsmetode *30*
5.3.1 Sammenkoblet MKM 30
5.3.2 Faste effekter 31
5.3.3 Dynamikk 32
5.4 Valg av estimeringsmetode. *33*
5.5. Empirisk spesifikasjon *34*
5.6 Oppsummering *34*

6. Resultater **36**
6.1 Skolestørrelse som forklaringsvariabel *36*
6.2 Lærertetthet som forklaringsvariabel *39*
6.3 Utgifter per elev som forklaringsvariabel *40*
6.4 Estimering med alle forklaringsvariablene *42*
6.5 Dynamikk *44*
6.6 Oppsummering. *50*

7. Oppsummering og konklusjon. **51**

Referanseliste **53**

1. Innledning

Denne oppgaven analyserer hvordan kommunal ressursbruk i grunnskolen påvirker fullføringsgraden i videregående opplæring. Analysen er basert på et paneldata for norske kommuner for perioden 1981 – 2004.

I Norge i dag har alle som er ferdig med grunnskolen rett til å fortsette med videregående opplæring. Dette er en rett de alle fleste benytter seg av. I 2004 gikk mer enn 94 prosent av elevene som avsluttet grunnskolen direkte over i videregående opplæring (Bjørkeng og Dazmarija, 2011). Men frafallet er stort og langt fra alle som starter i opplæringen fullfører. Kun 68 prosent av de som startet på videregående opplæring høsten 2004 fullførte innen fem år (Bjørkeng og Dazmarija, 2011).

Det at omtrent en av tre elever ikke fullfører den videregående opplæringen er kostbart for samfunnet, men også for enkeltindividet, det er derfor i samfunnets interesse å øke fullføringsgraden. For det første viser undersøkelser av Falch et al. (2010) at elever som ikke fullfører videregående skole, med større sannsynlig vil falle utenfor arbeidsmarkedet. De vil dermed ha større behov for sosiale hjelpe- og trygdeordninger senere i livet enn det elever som fullfører opplæringen vil ha. En rapport fra Falch et al. (2009) estimerer at en reduksjon i frafallet med 30 prosent kan føre til besparelser på om lag 5,4 milliarder kroner per årskull. Videre slår kunnskapsdepartementet fast at behovet for arbeidskraft som kun har grunnskoleutdanning er lav og behovet kommer mest sannsynlig til å bli enda lavere i fremtiden (st.meld nr 44). Dermed vil enda flere falle utenfor arbeidsmarkedet hvis ikke fullføringen øker. For det andre kan den lave fullføringsgraden gjøre det vanskeligere å opprettholde en høy økonomisk vekst og relativt små inntektsforskjeller i fremtiden (Borge et al. 2011). Derfor er det viktig å få bedre kunnskap om hvilke faktorer som kan bidra til å redusere den høye graden av frafall fra videregående opplæring.

Kunnskapsgrunnlaget legges i stor grad i grunnskolen. Forskningen viser at kunnskapen elevene tar med seg inn i videregående opplæring er den viktigste faktoren som påvirker sannsynligheten for å fullføre utdanningen. Falch et al. (2010) viser til en klar sammenheng mellom oppnådde grunnskolepoeng og fullføring av videregående opplæring. Elever som med gode karakterer i grunnskolen fullfører i langt større grad enn elever med svakere karakterer. Kvaliteten på grunnskoleutdanningen er derfor svært viktig for fullføringsgraden.

Jeg vil analysere effekten av tre interessevariabler; antall lærere per elev i grunnskolen, kommunens utgifter til grunnskolen per elev og gjennomsnittlig skolestørrelse. Dersom ressursinnsatsen i grunnskolen faktisk påvirker fullføringsgraden i videregående opplæring, vil en tidlig ressursinnsats fra samfunnets side være viktig for å forhindre frafall.

Det er flere økonometriske utfordringer knyttet til å analysere en slik problemstilling. Den største utfordringen er et mulig problem med utelatte variabler. Dersom en eller flere utelatte variabler er korrelert med en av forklaringsvariablene, vil estimatene være beheftet med en skjevhet. Jeg bruker derfor en estimeringsmetode med faste kommuneeffekter fordi denne metoden fjerner innflytelsen av kommunespesifikke variabler og kan dermed bidra til å løse problemet. For å bedre kunne vurdere troverdigheten til de estimerte resultatene vil jeg derfor utføre robustskjekker. Jeg ser da på hvordan resultatetene påvirkes av ulike formulering av dynamikk i fullføringsgraden.

Resultatene i analysen viser i hovedsak at elever som bor i kommuner med store grunnskoler i større grad fullfører den videregående opplæringen enn elever som bor i kommuner med små grunnskoler. Effekten av antall lærere per elev og brutto utgifter til grunnskolen per elev er noe mer usikker. Resultatene her avhenger av hvilken estimeringsmetode jeg bruker.

Oppgaven er organisert på følgende måte. I kapittel 2 går jeg gjennom relevante institusjonelle forhold for grunnskolen og videregående opplæring i Norge. Kapittel 3 skisserer teorigrunnlaget oppgaven bygger på og jeg gir en oversikt av tidligere forskning på området. Datamaterialet og den deskriptive statistikken presenteres i kapittel 4. I kapittel 5 gir jeg en oversikt over økonometriske utfordringer og valg av estimeringsmetode. I kapittel 6 utføres selve analysen og jeg gir en diskusjon av resultatene. Til slutt i kapittel 7 gir jeg en oppsummering og konklusjon av oppgaven.

2. Institusjonelle forhold

I Norge er videregående opplæring nøkkelen til videre studier og til arbeidslivet. Før skoleåret 1994/1995 ble Reform 94 innført. Reformen skulle blant annet sikre nødvendig bredde og spesialisering, øke gjennomstrømningen i videregående opplæring og ivareta muligheten til et desentralisert utdanningstilbud. Den gav elever lovfestet rett til videregående opplæring inntil fem år etter avsluttet grunnskole (kunnskapsdepartementet[1]).

Videregående opplæring omfatter all kompetansegivende opplæring mellom grunnskolen og høyere utdanning. Det er et skille mellom yrkesfaglig og studieforberedende opplæring. De yrkesfaglige studieretningene består normalt av to års studie etterfulgt av to års læretid i bedrift. Bestått opplæring gir yrkeskompetanse med eller uten fag- eller svennebrev. Den studieforberedende opplæringen gir generell studiekompetanse og går over tre år med teoretiske fag og gir det faglige grunnlaget for å søke opptak til universitet og høgskoler. En tredje mulighet er å velge to års yrkesfag og så et påbyggningsår på videregående trinn tre, som også gir generell studiekompetanse (Borge et al. 2011).

Fordi den normerte tiden for fullført videregående opplæring varierer fra tre til fem år er det vanlig i den offentlige statistikken å presentere tall for fullføring innen fem år etter endt grunnskole. I min analyse inkluderes elever som avsluttet grunnskolen mellom 1981 og 2004.

Fylkeskommune er eier av de videregående skolene og skal stå for drift og administrasjon av disse. Hver fylkeskommune har også en lovfestet plikt til å tilby videregående opplæring til ungdom mellom 16-19 år som har fullført grunnskolen. De har også en plikt til å følge opp ungdom mellom 16-21 år som verken er under utdanning eller i arbeid. Det er dessuten fylkeskommunene som bestemmer hvilke regler som ligger til grunn for opptakene til de videregående skolene. Noen fylker har fritt skolevalg, mens andre bruker nærskoleprinsippet ved opptak. Fylkeskommunene bestemmer også lokalisering av skolene, utdanningsprogram og størrelsen på skolene innenfor reglene fra opplæringsloven (Borge et al. 2011). Fylkeskommunene har også ansvar for lærlingordningene i fylket og for å arrangere fag- og svenneprøver.

Kommunene er eiere av grunnskolen, som eiere har de ansvar for driften av de offentlige grunnskolene. De har ansvar for at alle barn opp til 16 år får en grunnskoleopplæring. Det

[1] http://www.regjeringen.no/nb/dep/kd/nouer/2003/nou-2003-16/14/5.html?id=370735

offentlige skolesystemet er av en desentralisert modell der stortinget og regjeringen utformer mål og vedtar rammer, men det er kommunene selv som avgjør lokalisering av skolene, skolestrukturen, sysselsetting av lærere og den økonomiske innsatsen til hver enkelt skole.

Staten har det overordende ansvaret for finansiering av grunnopplæringen. Budsjett vedtas årlig i stortinget og overføres til kommunene gjennom rammeoverføringer (NOU 2005:18). Kommunens utgifter til grunnskolen finansieres i hovedsak gjennom kommunens frie inntekter. Disse inntektene kommer i hovedsak fra tre kilder; Lokale skatteinntekter, statlige overføringer og brukerbetalinger.

Kommunenes ressursbruk til grunnskolen varierer betydelig mellom kommunene. Disse variasjonene har hovedsakelig sammenheng med variasjon i antall innbygger i grunnskolealder, skolestruktur og kommunestørrelse samt om kommunen har ekstraordinære inntekter som for eksempel kraftkommuner (NOU-2005:18).

3. Teorigrunnlag og tidligere forskning

I dette kapittelet vil jeg gi en oversikt over det teoretiske grunnlaget for den empiriske analysen.

3.1 Humankapitalmodellen

Det teoretiske utgangspunktet for å studere sammenhengen mellom arbeidsmarked og utdanning er humankapitalmodellen utarbeidet av Becker (1964).

Fra standard humankapitalteori har vi at en arbeidstakers produktivitet avhenger av hvor mye utdanning og opplæring han har hatt. Et viktig valg for unge er derfor om de skal fullføre den videregående opplæringen eller om de skal gå ut i arbeid.

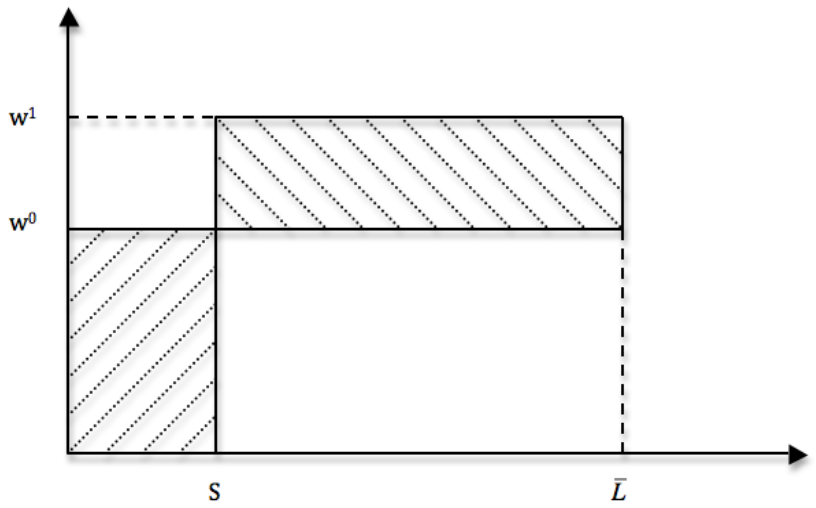
Et generelt syn på utdanning er at det er en investering både for samfunnet og for individet som tar utdanningen. Begge parter pådrar seg en kostnad og begge oppnår en gevinst. Det norske samfunnet betaler en direkte kostnad ved at utdanningssystemet er gratis for befolkningen og det pådrar seg en indirekte kostnad ved at det avstår kompetanse, individer og ressurser som kunne blitt brukt på andre områder. For studentene er den direkte kostnaden betaling til skolemateriale og andre kostnader knyttet til å gå på skole. Individet har også en indirekte kostnad gjennom tapt arbeidsinntekt i studieperioden. Jo høyere lønnsnivået til ufaglærte er, jo høyere blir de indirekte kostnadene for individet (Hanushek, 2002).

Gevinsten for individet kommer fra at økt utdanning gir mer kunnskap som fører til økt produktivitet. Akkumulering av humankapital har dermed en positiv effekt på fremtidig lønn. I tillegg til de økonomiske gevinstene, vil individet også oppnå en gevinst ved at livskvaliteten sannsynligvis øker (Hanushek, 2006). Samfunnet tjener på at folk tar mer utdanning og tjener mer fordi dette gjør at produktiviteten øker og dermed øker også nasjonal inntekt. Internasjonale studier viser dessuten at mer utdannede individer engasjerer seg mer i samfunnet, de deltar oftere i valg, de er sjeldnere involvert i kriminalitet og det er mindre arbeidsledighet blant høyere utdannede (Hanushek, 2002). Nyere økonomiske studier viser også at utdanning kan gi høyere gevinster for samfunnet enn det gjør for enkeltindivider ved at mer utdanning sørger for et bedre miljø for innovasjon og dette vil fremskynde økonomisk vekst. (Hanushek, 2006). Derfor er det viktig for samfunnet å stimulere til utdanning blant unge.

I følge Beckers humankapitalmodell vil individer ut i fra sine egne preferanser foreta en investeringsbeslutning der de veier kortsiktige og langsiktige kostnader og gevinster opp mot hverandre. I følge Becker vil en investering i humankapital gjennomføres dersom kostnadene til individet ved å ta utdanning er lavere enn de fremtidige gevinstene av å ha mer utdanning.

Investeringsbeslutningen kan fremstilles grafisk i en enkel modell, der jeg antar at den direkte kostnaden er lik 0.

Figur 3.1 Investeringsbeslutning i humankapitalmodellen



Figuren viser situasjonen for et individ som står ovenfor et valg om han skal ta utdanning eller gå ut i lønnet arbeid. Han har da to alternativer. For det første kan han fullføre den videregående opplæringen, han vil da investere i utdanning og mottar en lønn W^1 etter endt utdanning, men han går glipp av en lønn W^0 hvert år i studieperioden. Alternativ to er å starte i lønnet arbeid og motta en lønn W^0 resten av arbeidslivet.

S er antall år utdanningen varer og $\overline{L}$ er livslangt arbeidsliv. $\overline{L}$-S er dermed antall år i arbeid for en person som velger S år med utdanning. I en situasjon uten neddiskontering, er den totale inntektsgevinstene for et individ med fullført videregående opplæring gitt ved det øverste skraverte rektangelet. Den indirekte kostnaden ved utdanning er gitt ved det nederste skraverte rektangelet. I teorien vil da individet fullføre den videregående opplæringen dersom den fremtidige lønnspremien er større en kostnaden ved tapt arbeidsfortjeneste under

utdanningen. Sannsynligheten for at elever fullfører videregående skole er dermed lavere jo større lønnsgapet mellom faglært og ufaglært arbeidskraft er.

Mer avanserte analyser kan blant annet ta hensyn til neddiskontering. Formelt kan man analysere valgene til et individ som starter utdannelsen i tidspunkt t = 0 og som avslutter sitt liv i arbeidsmarkedet ved tidspunkt $\overline{L} > 0$. Individets preferanser representeres av en nyttefunksjon lik individets inntekt og en diskonteringsfaktor r > 0. I alle tidspunkt er det mulig og enten studere eller arbeide, men man kan ikke gjøre begge deler samtidig.

Cahuc og Zylberberg (2004) definerer endring i humankapital som:

(3.1) $$\dot{h}(t) = \theta h(t) s(t)$$

s(t) er en indikator på om individet studerte i tidspunkt t eller ikke. θ er effektiviteten til innsatsen individet la ned i utdannelsen og h(t) er humankapital i tidspunkt t. Likning (3.1) forteller at dersom et individ bestemmer seg for å bli utdannet, er den relative økningen i individets humankapital proporsjonal til hans individuelle effektivitet θ.

Anta at en individuell beholdning av humankapital, h, produserer et kvantum tilsvarende Ah, der A > 0 per enhet tid, og at det er fri tilgang til alle typer jobber. Da er profitten lik 0 og lønn på tidspunkt t for en person med verdi av humankapital h(t), er da lik Ah(t) når personen arbeider.

Antar videre at et individ har en interesse av å samle opp kunnskap i starten av arbeidslivet og deretter arbeide videre uten å tilegne seg noen ny kunnskap eller utdannelse.

For å se nærmere på dette resultatet, la τ > 0 være datoen individet bestemmer seg for å tilegne seg kunnskap og la x > 0 være lengden på utdanningen som starter denne datoen. Før utdanningen finner sted har individet en opprinnelig kapital av kunnskap lik h(τ). Gitt humankapital ligningen (3.1) vil individets beholdning av kunnskap da øke til $h(\tau + x) = h(\tau)e^{\theta x}$ ved endt utdanningsperiode.

Ved å anta at de direkte kostnadene av utdanning er null, men at det fremdeles er en indirekte kostnad knyttet til utdanning og at individet ikke har inntekt i utdanningsperioden, er diskontert nåverdi av gevinsten til individet gjennom hele livet gitt ved:

(3.2) $$\Omega = \int_0^{\tau} A\left[1 - s(t)\right] h(t) e^{-rt}\, dt + \int_{\tau+x}^{T} A h(\tau) e^{\theta x} e^{-rt}\, dt$$

Den marginale avkastningen av utdanningen på tidspunkt τ er dermed gitt ved:

$$(3.3) \quad \frac{\partial \Omega}{\partial x} = \frac{Ah(t)}{r} e^{\theta x} \left[(\theta - r) e^{r(\tau + x)} - \theta e^{-rT} \right]$$

Har da at $\delta\Omega/\delta x = 0$ og $\delta^2\Omega/\delta x^2 < 0$. Dette innebærer at $\theta > r$.

Disse betingelsene betyr at optimal utdanning krever at marginal gevinst er lik null og man at får avtakende marginal nytte av å ta mer utdanning. (3.3) viser at ved optimal lengde utdanning er marginalkostnaden lik marginal gevinst av utdanningen. Da er marginal avkasting av å ta utdanningen avtakende med datoen utdanningen startet. Under disse omstendighetene har et individ alltid en interesse av å konsentrere utdanningen tidlig i livet. Dette er i tråd med antakelsen som ble gjort tidligere i kapittelet.

Humankapitalmodellen viser at lengden på utdanningen øker med lengden på livet og med effektiviteten på utdanningen. Teorien sier dermed ar det er de mest effektive individene som vil ha lengst utdanning.

3.2 Produktfunksjon og utdanning

Innen empirisk utdanningsøkonomi er det vanlig å bruke en produktfunksjonstilnærming. Elevprestasjonene betraktes da som et resultat av ressursinnsatsen eleven eksponeres for og andre kjennetegn ved lærere og skolen i tillegg til elevenes egenskaper. I en produktfunksjonsmodell kan man også inkludere kommunekarakteristika for å fange opp forskjeller i ressursinnsats mellom kommuner.

Hanushek (2002) presenterer følgende generelle produktfunksjon for utdanning.

$$(3.4) \quad Q_{it} = f(F_i^{(t)}, P_i^{(t)}, S_i^{(t)}, A_i^{(t)}) + v_{it}$$

Q_{it} representerer prestasjoner til elev i på tidspunkt t, $F_i^{(t)}$ er familie faktorer kumulativt på tidspunkt t. $P_i^{(t)}$ er kumulative peer faktorer, $S_i^{(t)}$ er kumulative skolefaktorer, A_i er en indikator for elevens evne og v_{it} er et stokastisk restledd.

Denne generelle modellen har motivert til mange empiriske studier av utdanningsprestasjoner. En typisk studie ønsker å samle informasjon om elevprestasjonene og om ulike

utdanningsfaktorer for så å estimere karakteristika ved produktfunksjonen ved hjelp av økonometriske metoder.

Det er to aspekter ved produktfunksjonen som er viktige i denne sammenhengen. For det første inngår det variabler utenfor skolesektoren som påvirker elevenes prestasjoner. Dette trekker frem behovet for å se en sammenligning av elevprestasjoner i en større sammenheng på tvers av den enkelte skole. Mange tidligere studier har fokusert på ulike mål på kjennetegn ved skolen. Dette fokuset er naturlig i forhold til et politisk synspunkt. For det andre er produksjonsprosessen kumulativ og påvirkes av en rekke faktorer over tid. Dette betyr at læring i alle tidspunkt bygger på tidligere læring. Derfor bør en analyse også ta i betraktning de ulike faktorers utvikling over tid.

Produktfunksjonen antas å være lineær og additiv som betyr at forklaringsvariablene tolkes som vektorer av forklaringsvariabler ved ulike tidspunkt. Dette gir motivasjon til en mer spesiell produktfunksjon:

$$(3.5) \quad Q_{it} = \alpha_1 F_i^{(t)} + \alpha_2 F_i^{(t-1)} + \ldots + \beta_1 P_i^{(t)} + \beta_2 P_i^{(t-1)} + \ldots + \gamma_1 S_i^{(t)} + \gamma_2 S_i^{(t-1)} + \ldots + \psi A_i + v_{it}$$

α, β og γ er vektorer av koeffisienter som uttrykker effekten av henholdsvis kommune- skole- og individuelle bakgrunnsvariabler. ψ beskriver effekten av elevenes medfødte tidsuavhengige egenskaper.

Fordi produktfunksjonen tar høyde for at variabler utenfor skolen kan påvirke prestasjonene, kan vi kontrollere for flere effekter som har betydning for elevenes læring. De fleste tidligere studier helt tilbake til Coleman-rapporten fra 1966 har konkludert med at elevenes familiebakgrunn har stor betydning for elevenes prestasjoner (Hanushek, 2006).

En formulering som gitt ved likning (3.5) krever mye av datamaterialet. Historiske data om elevenes familiebakgrunn og foreldrenes innsats til barnas læring inngår i dette og slike data finnes kun i begrenset grad i offentlige databaser. Derfor er det i en empirisk analyse vanlig å anta ulike forutsettinger om dynamikken for å gjøre kravene til datamaterialet mindre. En mulighet er derfor å forutsette at foreldrenes bidrag til barnas utdanning er konstant over tid og dermed blir en del av den tidsuavhengige individuelle variabelen.

3.2.1 Value-added formulering

Den kumulative prosessen har vært en viktig motivasjon for en value-added formulering. En value-added formulering skaper en mulighet til å se på endring i resultatene over en bestemt periode og ikke bare på nivåform. På denne måten søker en value-added modell å isolere effekten av ressursbruken i en gitt tidsperiode fra andre utenforliggende faktorer som påvirker elevenes læring. Det antas blant annet at elevens evner er medfødte og konstante og at de dermed faller ut av modellen.

Den generelle value-added formuleringen kan uttrykkes som:

(3.6) $$Q_{it} - Q_{it}^{*} = f^{*}(F_i^{(t-t^*)}, P_i^{(t-t^*)}, s_i^{(t-t^*)}) + v_{it} - v_{it*}$$

Elevenes utdanningsprestasjoner endres over tidsperioden (t-t*) og relateres til faktorer som endres over samme tidsperiode.

Ved å bruke en value added modell senkes kravene til datamaterialet og alt som fremstår som faste effekter i prestasjonsnivået til elevene kan elimineres. Dermed vil kravet til historiske data bli mindre og avhengig av troverdigheten til forutsettingene, vil sannsynligheten for utelatte variabler være mindre.

3.3 Tidligere forskning

I dette avsnittet presenteres resultatene av en rekke relevante norske og internasjonale studier av fullføringsgraden i videregående opplæring. Felles for de fleste studiene er at de tar utgangspunkt i en produktfunksjonstilnærming. Jeg har i hovedsak fokusert på resultater og metoder som er relevant for min oppgave.

3.3.1 Norske studier

<u>Falch, Borge, Lujala, Nyhus og Strøm (2010)</u>
I denne rapporten fra senter for økonomisk forskning (SØF) argumenterer forfatterne for at den viktigste faktoren til frafall i videregående skole er elevens faglige forutsettinger ved

inngangen til videregående opplæring, som måles ved grunnskolekarakterer. De understreker at prestasjoner i grunnskolen legger grunnlaget for det videre skoleløpet til eleven og at bedre karakterer i grunnskolen gir mindre sannsynlighet for å bli arbeidsledige og stønadsmottaker senere i livet. Falch et al. vektlegger også at andre viktige faktorer for elevers faglige forutsettinger er utdanningsnivået til foreldrene og regionale arbeidsmarkedsforhold. Rapporten konkluderer med at det er en redusert sannsynlighet for å fullføre videregående opplæring når arbeidsmarkedet etterspør mye ufaglært arbeidskraft, men de finner likevel ingen effekt av økt generell arbeidsledighet. Samtidig understreker forfatterne at geografisk nærhet til studietilbudet er viktig.

Bonesrønning og Vaag Iversen (2008)

I denne rapporten er det gjort en analyse av nasjonale prøver fra 2008. Forfatterne ønsker å undersøke om det er forskjeller i elevenes prestasjoner mellom skoler og mellom kommuner. Et av de viktigste funnene er effekten av høyt utdannede foreldre på elevprestasjonene. De finner at elever i klasser med stor andel elever med høyt utdannede foreldre presterer bedre enn elever i klasser med mange foreldre uten høyere utdanning. De finner også at elever i klasser med mange jenter presterer bedre enn elever i klasser med mange gutter. Det eksisterer dermed en peer effekt. Videre rapporteres det om forskjeller mellom store og små kommuner og kjønnssammensetningen til lærerstaben. Forfatterne konkluderer med at store kommuner med høyt utdannet befolkning har gunstig effekt på elevenes kunnskapsnivå. Videre finner de at høy lærertetthet ikke karakteriserer vellykkede kommuner og dermed at høy lærertetthet er mindre viktig for elevprestasjonene.

Hægland, Raaum og Salvanes (2008)

I sin forskning ser Hægland et al. på betydningen av ressursbruk relatert til om kommunen er en kraftkommune eller ikke. Kraftkommunene mottar betydelige inntekter fra naturressursskatt og eiendomskatt, men kommunens rammeoverføringer fra staten blir ikke påvirket av dette. Dette resulterer i at kraftkommuner ofte er relativt rike sammenlignet med andre kommuner, noe som kan gi utslag i høy ressursbruk også i grunnskolen. Hægland et al. håndterer dermed et endogenitetsproblem fordi ressursbruken i grunnskolen til dels bestemmes av endogene faktorer, om kommunen er en kraftkommune eller ikke. Rapporten viser at kraftkommuner har signifikant bedre elevprestasjoner enn andre kommuner. Dette kan tyde på at rikere kommuner er mer vellykket i forhold til elevenes kunnskapsnivå enn det

fattige kommuner er. Dette taler for at ressursbruk i grunnskolen har positiv innvirkning på elevprestasjonene.

3.3.2 Utenlandske studier

Browning og Heinesen (2007)

I sin artikkel " Class size, teacher hours and educational attainment" ønsker forfatterne å se på effekten av klassestørrelse og antall ukentlige lærertimer per elev relatert til elevers videre utdanningskarriere etter endt grunnskole. Dermed møter også Browning og Heinesen et endogenitetsproblem ved at en stor del av variasjonen i skoleressursene er et resultat av valg tatt av foreldre, lærere og skoleadministrasjonen. De bruker en klassestørrelsesregel og andre administrative regler og normer som instrument for klassestørrelse. En enkel analysen finner negativ eller ingen korrelasjon mellom elevens utdanningslengde og redusert klassestørrelse eller mellom utdanningslengde og antall lærertimer per elev. Forfatterne mener dette kan skyldes en rekke uobserverte variabler. Ved å bruken en metode som tar hensyn til at det kan være uobserverbare faktorer indikerer resultatene på at effekten av å redusere klassestørrelsen er positiv, men mindre enn effekten av en korresponderende reduksjon i lærertimer per elev. Dette antyder at å bruke klassestørrelse som mål på skoleressurser kan innebære en underestimering av effekten av skoleressurser på elevprestasjonene.

Eric A. Hanushek (2006)

Hanushek har i sin forskning sett på betydningen av ressursinnsats i skolen. Han viser til at de siste årene har amerikanske skoler opplevd en stor økning i ressursbruken gjennom reduksjon i klassestørrelser og økning i lærernes kvalifikasjon og kompetanse. Likevel har man ikke opplevd en økning i elevprestasjonene. Hanushek argumenterer at det er viktig å få ned frafallsgraden i videregående opplæring fordi en mer utdannet befolkning kan gi høyere innovasjonsrater, som bidrar til at samfunnet som helhet blir mer produktive. Samfunnet klarer da å introdusere ny teknologi, som gjør at vi får en raskere økonomisk vekst. Hanushek finner at den viktigste faktoren for elevenes prestasjoner er kvaliteten på skolene. Derfor er det svært viktig for samfunnet å fokusere på kvaliteten i skolen.

Oreopoulos (2007)

Oreopoulos sin studie ser på virkningen av obligatorisk skole for elevers sluttebeslutninger i USA. Rapporten tar utgangspunkt i humankapitalmodellen, altså at elever ser på utdanning som et investeringsprosjekt. Elevene vil da vekte forventet gevinst fra å fullføre videregående skole mot innsatsen som kreves for å oppnå det. Det finnes et stort spekter av forskning på dette området. Oreopoulos ønsker å se på om modeller som viser effektivitet i tidlige sluttebeslutninger tilstrekkelig kan forklare estimater for total gevinst fra å forbli i skolen, eller om alternative modeller fungerer bedre. Hovedfunnet i artikkelen er at ett år ekstra med obligatorisk skole gir ca 14 prosent høyere livslangt forbruk. Individene som har gått det ene året ekstra på skole er også mindre syke eller deprimerte, det er mindre sannsynlighet for at de er arbeidsledige eller arbeider i yrker som krever lav utdanning. Artikkelen konkluderer dermed med at lenger obligatorisk skole har store implikasjoner for den enkelte elevs levestandard.

3.3.3 Betydning av klassestørrelse

Mange studier innen utdanningsøkonomi har også analysert klassestørrelsens betydning for resultatene som oppnås i grunnskolen. Lars-Erik Borge og Marte Rønning (2009) gir i sin artikkel ”Bidrar økt ressursbruk i grunnskolen til bedre elevprestasjoner?” en oversikt over noe av denne forskningen i både Norge og i utlandet. Borge og Rønning viser her at de fleste studier rapporterer en økning i elevprestasjoner ved en reduksjon i klassestørrelsen. Forskning som viser dette er blant andre Angrist og Lavy (1999), Browning og Heinesen (2007) og Krueger (1999). Disse studiene viser imidlertid at størrelsen på effekten varierer betydelig og kan ofte være veldig små. På den andre siden finner studier som for eksempel Hoxby (2000) og Leuven, Oosterbeek og Rønning (2008) ingen og i noen tilfeller negativ effekt av redusert klassestørrelse på elevprestasjonene. Dermed kan det være vanskelig å fastslå om å redusere klassestørrelsen er et effektivt virkemiddel for å øke elevenes kunnskapsnivå.

3.4 Oppsummering

Det sentrale punktet i dette kapittelet er teorien om humankapital. Jeg har brukt humankapitalmodellen til å argumentert for at elevenes fullføring av videregående opplæring kan betraktes som et resultat av en nytte- kostnadsanalyse, der elevene fullfører den

videregående opplæringen dersom nytten overstiger kostnaden ved å fullføre opplæringen. Videre har jeg sett på en produktfunksjonstilnærming til utdanning. Elevenes prestasjoner betraktes da som et resultat av ressursinnsatsen de har blitt eksponert for samt andre kjennetegn ved lærere, skolen og elevenes egne egenskaper. Jeg har også vist at i en produktfunksjonsmodell kan man inkludere kommunekarakteristika for å fange opp forskjeller i ressursinnsats mellom kommuner.

Videre har jeg presentert resultater fra sentrale norske og internasjonale studier av elevprestasjoner og fullføring av videregående utdanning. Jeg har funnet flere hovedtrekk blant studiene, blant annet at studiene ønsker å kartlegge hvilke faktorer som er viktig for gode prestasjonsnivåer i grunnskolen og dermed også viktig for fullføringsgraden. Studiene viser noe blandete resultater. Men i hovedsak tyder forskningen på at økte grunnskoleressurser kan bidra til å redusere frafallsraten i videregående opplæring.

Noen av disse studiene møter ulike endogenitetsproblemer fordi ressursbruken i grunnskolen til dels bestemmes av en annen aktør en de som har ansvar for den videregående opplæringen. Dette problemet vil også jeg møte på i min analyse, da grunnskoleressurser bestemmes av kommunen, mens det er fylkeskommunene som har ansvar for den videregående opplæringen.

4. Presentasjon av datamaterialet

Data for de inkluderte variablene i analysen er i hovedsak hentet fra Norsk Samfunnsvitenskaplig Datatjeneste (NSD) sin kommunedatabase, statistisk sentralbyrå (SSB) og Grunnskolens Informasjonssystem (GSI). Jeg bruker norske kommuner som observasjonsenhet da jeg ønsker å undersøke hvordan ressursbruk i grunnskolen påvirker fullføringsgraden i videregående opplæring.

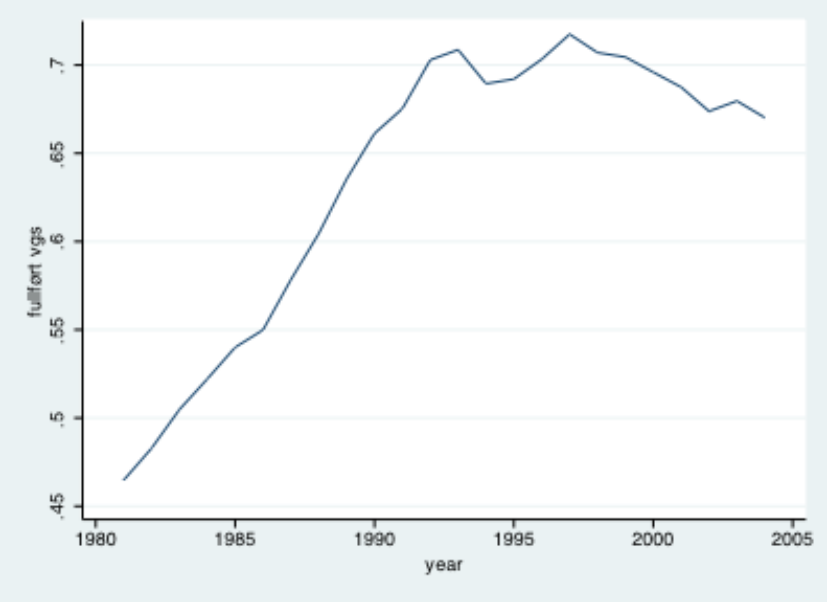
Den avhengige variabelen i analysen er fullføringsgraden i videregående opplæring. Fullføring er definert som at individet har oppnådd studiekompetanse, fagbrev eller svennebrev. Som jeg har argumentert for i kapittel 2, bruker jeg fullføringsgraden 5 år etter at elever fullførte grunnskolen. I min analyse inkluderes data på elever som gikk ut av grunnskolen i tidsperioden 1981 til 2004. I den aktuelle perioden har det vært ulike reformer i utdanningspolitikken som har gitt endringer i de institusjonelle forholdene. Dette problemet håndteres med å inkludere tidsdummier i den økonometriske modellen.

4.1 Den avhengige variabelen

Informasjon om fullføring er levert av SSB i tilknytning til prosjektet ”Governance, management and preformance in the Norwegian educational sector” og er blant annet benyttet av Reiling og Strøm (2012).

Figur 4.1 viser variasjonen i gjennomsnittlig fullføringsgrad for kommuner gjennom hele den aktuelle perioden.

Figur 4.1 Utvikling i fullføringsgraden



Figuren viser at fullføringsgraden steg jevnt fra omtrent 48 prosent på starten av 1980 tallet frem til 1993, da fullføringsgraden var på over 70 prosent. Det neste året observeres en liten nedgang før man rundt 1997 nådde et nytt toppunkt der 72 prosent av elevene som startet på videregående opplæring fullførte innen fem år. Siden 1997 har man sett en reduksjon i fullføringen ned mot 67 prosent.

Tabell 4.1 Deskriptiv statistikk for avhengig variabel

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standard avvik
Fullføringsgrad	10265	0.634	0 .138

Fra tabell 4.1 kan man se at gjennomsnittlig fullføringsgrad for alle år er omtrent 63 prosent. Variabelen har et høyt standardavvik på 13,8 prosent. Dette forteller at det er stor variasjon i fullføringsgraden, noe som ikke er overraskende siden datamaterialet inneholder data for omtrent 430 kommuner over 24 år.

4.2 Interessevariablene

I analysen ønsker jeg å se på effekten av ressursinnsatsen på kommunalt nivå. For å gjøre dette tar jeg for meg tre ulike variabler som sier noe om kommunenes ressurser til grunnskolen. Definisjoner og datakilder for de tre forklaringsvariablene er gitt i tabell 4.2.

Tabell 4.2: Data på forklaringsvariablene

Variabel	Periode		Kilde
Elever per skole	1981-2000	$\frac{\text{Elever i offentlig skole}}{\text{Antall offentlige skoler}}$	NSD
	2001-2004	$\frac{\text{Elever i offentlig + private skoler}}{\text{Antall offentlige + private skoler}}$	NSD
Lærere per elev	1981 - 2000	$\frac{\text{Antall lærere i heltid + deltid i offentlige skoler}}{\text{Antall elever i offentlige skoler}}$	NSD
	2001-2002	$\frac{\text{Antall lærere i heltid + deltid i offentlige skoler}}{\text{Antall elever i offentlige + private skoler}}$	NSD
	2003 - 2004	$\frac{\text{Antall årsverk til undervisning i offentlige skoler}}{\text{Antall elever i offentlige + privat skoler}}$	GSI
Utgift per elev	1981-2000	$\frac{\text{Brutto utgifter til grunnskole}}{\text{Antall elever i offentlige skoler}}$	NSD NSD
	2001-2004	$\frac{\text{Brutto utgifter til grunnskole}}{\text{Antall elever i offentlige og private skoler}}$	NSD

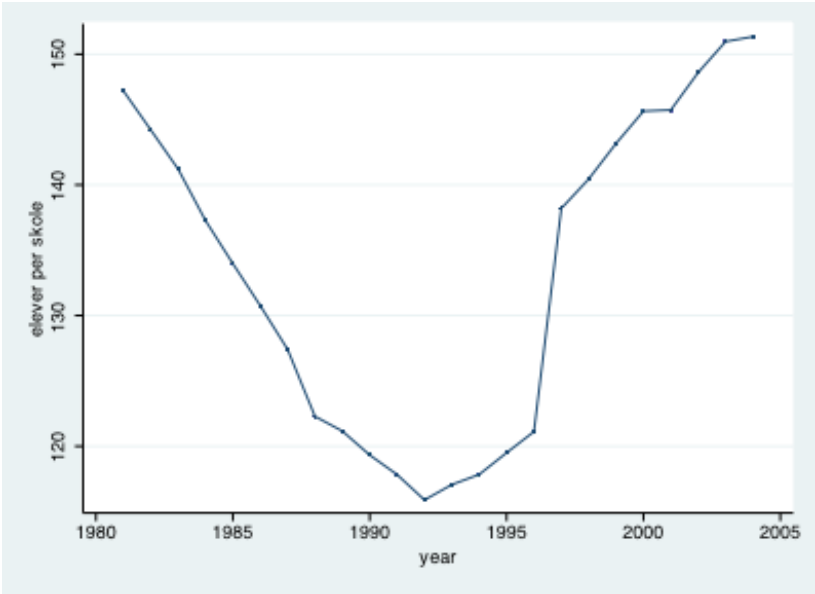
Først vil jeg se på skolestrukturens betydning for fullføringen av den videregående opplæringen. Falch et al. viser i en SØF rapport fra 2005 at skolestrukturen best kan måles ved å beregne gjennomsnittlig skolestørrelse i kommunen. Gjennomsnittlig skolestørrelse er veldig viktig for målet på skolestruktur og rapporten fastslår at for en kommune med 300 elever spiller det liten rolle for målet på skolestruktur om kommunen velger å ha en liten og en stor skole, eller om de har to like store skoler. Dermed viser rapporten at gjennomsnittlig skolestørrelse kan brukes som mål på skolestruktur i kommunene.

For å finne et mål på gjennomsnittlig skolestørrelse har jeg data på antall grunnskoleelever og på antall grunnskoler i kommunen. Frem til år 2000 har jeg data for alle offentlige skoler fordi datamaterialet er generert etter eierforhold. På grunn av tilgjengelig data har jeg etter

2000 inkludert samlet tall for private og offentlige grunnskoler. Siden den private skolesektoren i Norge er relativt liten vil ikke dette påvirke datamaterialet i stor grad.

Utviklingen i gjennomsnittlig antall elever per skole for alle kommunene er presentert i figur 4.2.

Figur 4.2 Utvikling i elever per skole



Fra figuren kan man se at frem til 1992 var det en gradvis reduksjon i antall elever per skole. Etter 1992, har man sett en ganske kraftig økning i gjennomsnittlig skolestørrelsen. Dette skyldes til dels at det var en del kommunesammenslåinger rundt 1992. I 1996 observeres en kraftig økning i elevtallet per skole. Dette skyldes reform 97 som ble innført fra og med skoleåret 1997/1998. Reformen innebar blant annet en ny læreplan for opplæringen i en utvidet tiårig grunnskole (Regjeringens dokumentarkiv[2]) . Det ble dermed ett årskull ekstra i skolene uten at dette førte til flere skoler. Veksten deretter skyldes både økt elevtall og en del skolenedleggelser.

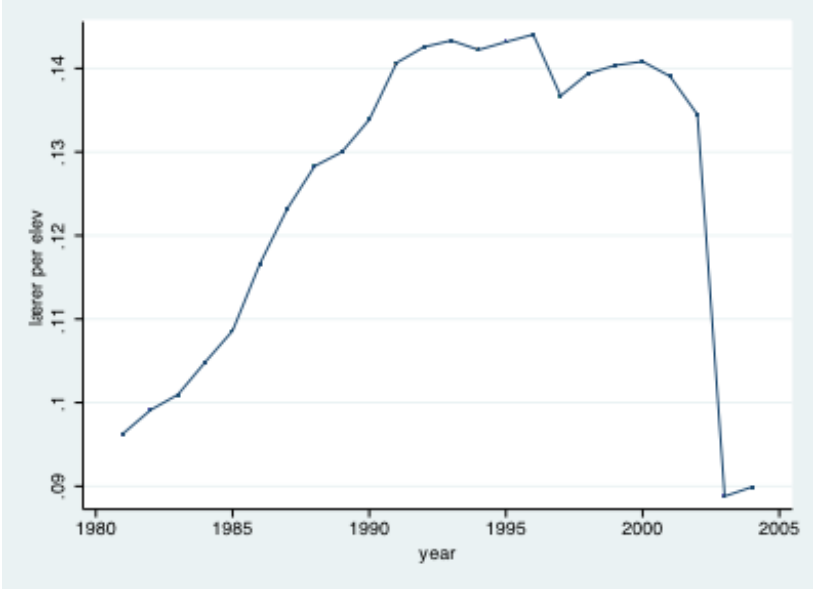
Videre har jeg sett på utviklingen av antall lærere per elev. Her har jeg medberegnet alle lærere ansatt i grunnskolen både i heltids- og i deltidsstillinger. Mellom 1981 og 2002 finnes data på lærere ansatt i grunnskolen i alt. For 2003 og 2004 mangler tall på antall lærere i NSD, jeg har dermed brukt data for antall årsverk til undervisning i grunnskolen i stedet. Figuren viser derfor et kraftig fall i tallet på antall lærere per elev etter 2002. I

[2] http://www.regjeringen.no/nb/dokumentarkiv/regjeringen-brundtland-iii/kuf/veiledninger/1996/reform -97-dette-er-grunnskolereformen.html?id=87403

grunnmaterialet fra statistikken er det knyttet feil til fordelingen av lærere i heltids og deltidsstillinger. Alle lærere som ikke er i heltidsstilling er registrert som deltid, til tross for at undervisningen ved flere læresteder samtidig i sum kan utgjøre en hel stilling. I tillegg er det trolig knyttet en del feil til opplysningene som er innhentet direkte fra lærerstedene utenfor det offentlige skolevesenet (NSD).

Utviklingen i antall lærere per elev kan sees i figur 4.3.

Figur 4.3 Utvikling i lærer per elev

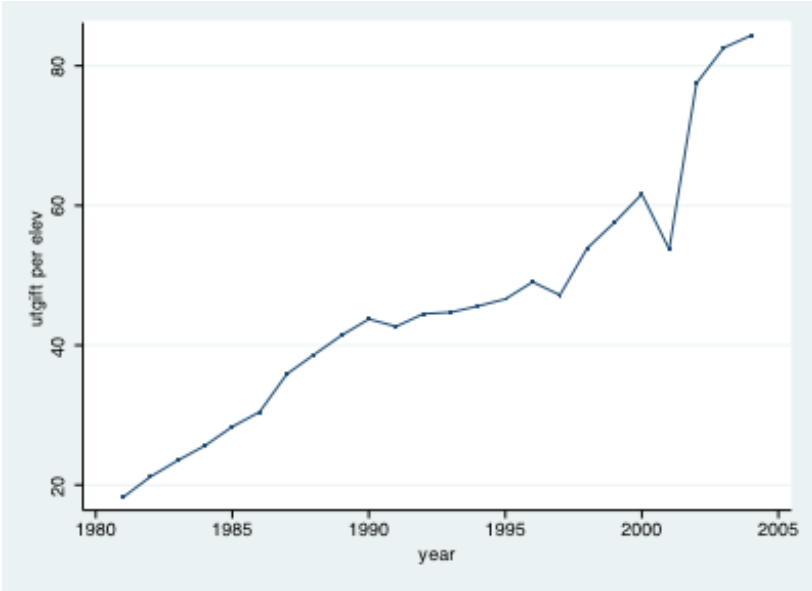


Figuren viser at fra tidlig på 1980 tallet frem til rundt 1996 var det en jevn økning i antall lærere per elev. Dette har nok en sammenheng med tilsvarende nedgang i elever per skole for denne perioden, som vist i figur 4.2. Deretter fra 1996 til 1997 ser vi en bratt nedgang i lærertettheten, dette skyldes reform 97, da det kom et ekstra kull inn i grunnskolen. Videre ser man også en kraftig nedgang i fra 2002 til 2004. Dette skyldes som beskrevet over at det for 2003 og 2004 er inkludert data på antall årsverk og ikke antall lærere. Siden det da tas hensyn til stillingsprosent, er det naturlig å se nedgang fra 2002.

Den tredje forklaringsvariabelen i analysen er utgifter til grunnskolen per elev. Jeg har da inkludert tall på brutto utgifter til grunnskolen oppgitt i 1000 kroner. Utgiftene inkluderer alle driftsutgifter, utgifter til nybygg og nyanlegg samt finansieringsutgiftene kommunen har til grunnskolene. Et bedre alternativ ville vært å kun inkludere driftskostnader, men dette er ikke tilgjengelig i datamaterialet.

Utviklingen i nominelle utgifter kan vises i figur 4.4.

Tabell 4.4 Utvikling i utgift per elev



Fordi grafen viser nominelle utgifter, ser man en jevn vekst i utgiftene gjennom perioden. Fra 2000 til 2001 vises en midlertidig nedgang i brutto utgifter. Jeg har ikke klart å finne en mulig forklaring på dette, men i følge datamaterialet hadde de fleste kommuner lavere utgifter til grunnskolen i 2001 enn de hadde i 2002. Fordi jeg vil inkludere tidsdummier i modellen, vil disse fange opp dette avviket og det vil ikke påvirke resultatene.

Tabell 4.3 Deskriptiv statistikk for interessevariablene

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standard avvik	Minimum	Maksimum
Elever per skole	10625	133.23	74.97	18.00	524.67
Lærere per elev	10623	0.125	0.038	0.052	0.478
Utgifter per elev for 2004 i 1000 kroner	434	84.34	17.40	58.80	190.39

Tabellen viser at det gjennomsnittlig er 133 elever per skole, men at det er store variasjoner i skolestørrelsen. Den laveste observerte verdien er på 18 elever, mens i en kommune er det

observert så mye som 525 elever. Videre er det i gjennomsnitt 0.125 lærere per elev. Det vil si at det er i underkant av 10 elever per lærer.

Fordi utgiftene er nominelle er det lite hensiktsmessig å vise deskriptiv statistikk for hele perioden, jeg legger derfor frem deskriptiv statistikk for utgifter per elev for 2004. Tabellen viser at i 2004 var gjennomsnittlig utgift til grunnskolene 84 340 kroner per elev. Også her er det relativt store variasjoner, fra 58 800 kroner per elev i en kommune til 190 390 kroner per elev i en annen kommune.

Videre kan det være interessant å se på korrelasjonen mellom interessevariablene. Setter derfor opp en korrelasjonsmatrise.

Tabell 4.5 Korrelasjonsmatrise

	Elever per skole	Lærere per elev	Utgifter per elev
Elever per skole	1.0000		
Lærere per elev	-0.5913	1.0000	
Utgift per elev	-0.2805	0.4468	1.0000

Korrelasjonsmatrisen forteller i hvilken grad variablene fanger opp de samme effektene. Jeg vil forvente at variablene i en viss grad fanger opp det samme fordi de tildels henger sammen. For eksempel vil små skoler typisk ha flere lærer per elev og høyere utgifter per elev på grunn av stordriftfordeler. Det kommer frem fra korrelasjonsmatrisen at det er størst korrelasjon mellom lærere per elev og elever per skole. Minst korrelasjon finnes mellom elever per skole og utgifter per elev. Fordi forklaringsvariablene i en grad er korrelert, vil det eksistere en viss grad av multikolinaritet mellom dem, derfor vil jeg estimere modeller med en og en forklaringsvariabel.

4.3 Kontrollvariablene

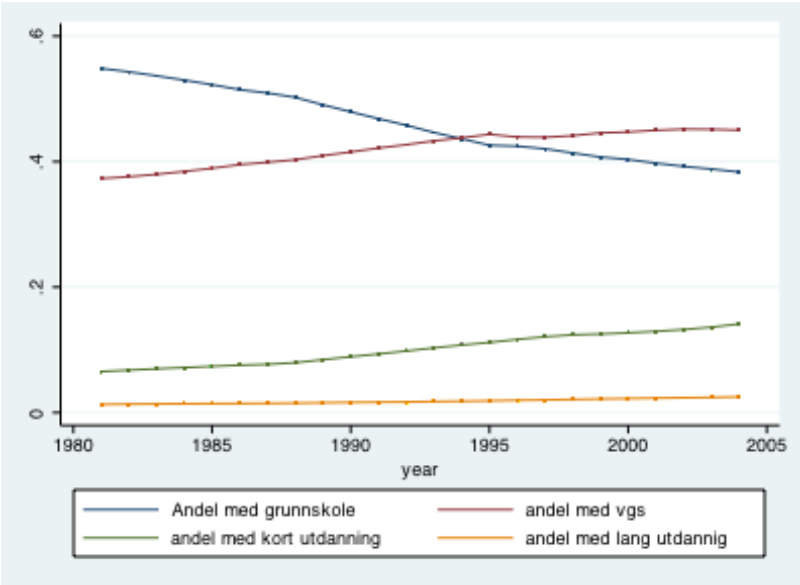
I analysen inkluderer jeg også et stort sett med kontrollvariabler. Definisjoner og datakilder for kontrollvariablene er presentert i tabell 4.6

Tabell 4.6 Data for kontrollvariablene

Variabel	Periode:		Kilde:
Folketall	1981 - 2004	Folketall per 1.1.	NSD
Utdanningsnivå	1981 - 2004	Antall over 16 år med et bestemt utdanningsnivå per 1.1. / Folketall per 1.1.	NSD
Bosettingsmønster	1981 –2004	Antall bosatt i tettbygd eller spredtbygd strøk per 1.1. / Folketall per 1.1.	NSD
Gjennomsnittlig inntekt	1981 - 2004	Netto inntekt forskuddspliktige skatteytere, oppgitt i 10000 kroner / Folketall per 1.1.	NSD
Overføringer per elev	1981 –2000	Overføringer fra staten til grunnskole / Antall elever i offentlige skoler	NSD
	2001-2004	Overføringer fra staten til grunnskole / Antall elever i privat + offentlig skoler	NSD

Jeg kontrollerer for fire variabler for utdanningsnivå i kommunene. For å få et mål på disse inkluderer jeg data på antall personer over 16 år som har grunnskolen, videregående skole samt kort og lang høgskole eller universitetsutdanning som høyeste oppnådd utdanning. Med kort høgskole eller universitetsutdanning regnes fullført maksimalt 4 år på høgskole eller universitet, mens lang utdanning regnes som mer enn 4 år på høgskole eller universitet. Utvalget inneholder i utgangspunktet data på individer over 16 år, men det inkluderer også data på noen personer på 15 år som er i gang med videre utdanning. I analysen brukes andelen med kun grunnskole og andelen uten oppgitt utdanningsnivå som kontrollgruppe for å unngå perfekt multikolinaritet mellom utdanningsvariablene. Kan se på utviklingen i utdanningsvariablene i figur 4.5.

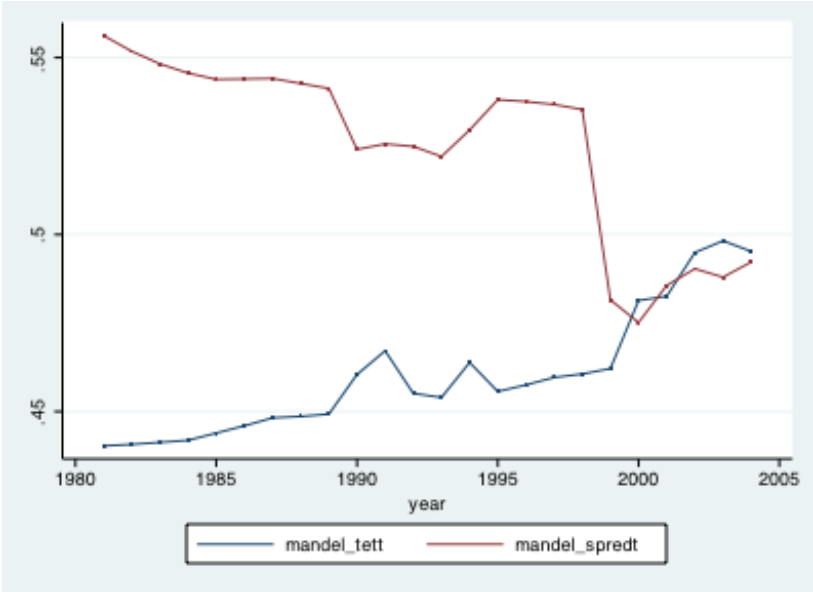
Figur 4.5 Utvikling i utdanningsnivået



Figuren viser at det i 1980 var hele 58 prosent av befolkningen over 16 år som kun hadde grunnskoleutdanning, men at andelen som har tatt videregående opplæring har gått opp fra 1980 til 2004. Det har også vært en økning i andelen som har fullført en kort høgskole eller universitetsutdanning, mens andelen med lang høgskole eller universitetsutdanning har hold seg stabil gjennom hele perioden.

Videre kontrollerer jeg for befolkningsmønsteret i kommunene. Jeg bruker da variabler som viser hvor stor andel av befolkningen som bor i tettbygd og spredtbygd strøk. SSB definerer et tettbygd strøk som et område der det bor mer enn 200 personer, og det normalt ikke er mer enn 50 meter mellom boligene. Årlig data for andel som bor i tettbygd og spredtbygd strøk finnes fra og med 1990. Før dette finnes kun data fra folketellingene hvert tiår. Derfor har jeg fra 1980 til 1990 antatt lineær vekst i utviklingen i hver enkelt kommune. Analysen bruker andelen i spredtbygd og i uoppgitt strøk som kontrollgruppe for å unngå perfekt multikolinaritet mellom bosettingsvariablene. Figur 4.6 viser utviklingen i andel av befolkningen som bor i tettbygd og spredtbygd strøk.

Tabell 4.6 Utvikling i befolkningsmønster



Ikke overraskende ser man fra grafen at andelen i spredtbygd strøk er redusert, mens andelen i tettbygd strøk har vokst siden 1980-tallet. Tidlig i den aktuelle perioden var det 55 prosent som bodde i spredtbygd strøk, mens mindre enn 45 prosent bodde i et tettbygd. Gjennom perioden har forskjellen blitt utlignet og mot slutten av tidsperioden er det omtrent like stor andel som bor i tettbygd strøk som i spredtbygd strøk. I 1999 kan man se et kraftig fall i andelen som bor i spredtbygd strøk. Dette skyldes at fra og med 1999 brukes en ny metode for automatisk avgrensning av tettsteder uten å bruke lokalt skjønn. I hovedsak ble SSBs definisjon av tettsteder opprettholdt, men likevel fikk den nye metoden konsekvenser for befolkningsstatistikken for tettstedene. Dermed kan tall fra gammel og ny metode ikke sammenlignes direkte. Men disse forskjellene vil fanges opp av tidsdummier som inkluderes i modellen.

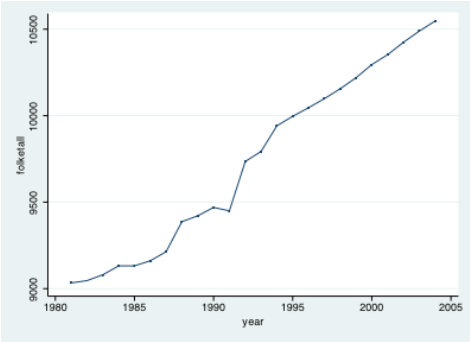
Videre kontrolleres det for folketall i kommunene, overføringer fra staten til grunnskolen per elev og gjennomsnittlig privat inntekt blant kommunens innbyggere.

Jeg inkluderer data for totalt folketall i kommunen målt 1. januar det gjeldende året. Figur 4.8 viser utviklingen i den relevante perioden. Figuren viser at gjennomsnittlig folketall i kommunene har vokst jevnt siden 1981. Økningen i 1992 skyldes en del kommunesammenslåinger. I 1991 hadde vi 448 kommuner, mens i 1992 var antall kommuner

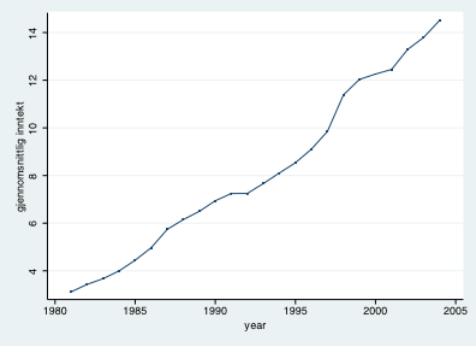
blitt redusert til 439. Dette gjør at gjennomsnittlig folketall hadde en relativt stor vekst fra 1991 til 1992.

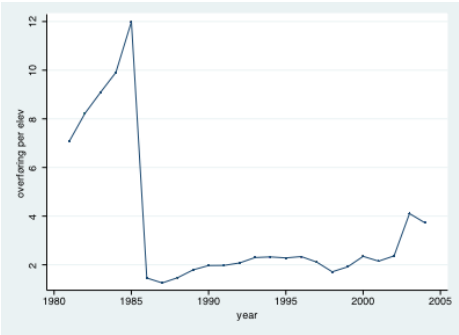
Gjennomsnittlig inntekt er målt ved netto inntekt til forskuddspliktige skatteytere delt på total befolkning i kommunen, oppgitt i 1000 kroner. Jeg bruker mål på total befolkning fordi det var dette jeg hadde tilgjengelig av data. Dette kan gi problemer med målefeil da datamaterialet vil vise for lave tall i forhold til faktisk gjennomsnittlig inntekt fordi alle innbyggere er medregnet, også barn og pensjonister som er utenfor arbeidstyrken. Figur 4.9 viser at også nominell gjennomsnittlig privat inntekt har hatt en stabil økning siden 1981.

Figur 4.8 Utvikling i folketall



Figur 4.9 Utvikling i gjennomsnittlig inntekt





Figur 4.10 Utvikling i overføringer per elev

Til slutt kontrollerer jeg for nominelle overføringer fra staten til grunnskolen. Utviklingen er vist i figur 4.10. For å kunne sammenligne kommunene brukes overføringer per elev, oppgitt i 1000 kroner. Fra figuren kan vi se en jevn stigning fra 1981 til 1985. I 1986 stupte overføringene og de har siden holdt seg på et stabilt nivå. Nedgangen i 1986 skyldes inntektssystemet som ble innført 1. januar 1986. Inntektssystemet var en endring i

overføringssystemet der en rekke øremerkede tilskudd ble gjort om til en rammeoverføringer (NOU 1996:1).

Tabell 4.7 Deskriptiv statistikk for kontrollvariabler

Variabel	Observasjoner	gjennomsnitt	Standard avvik	minimum	maksimum
Andel med grunnskole	10625	0.461	0.095	0.205	0.778
Andel med vgs	10625	0.420	0.061	0.179	0.579
Andel med kort universitet	10625	0.100	0.038	0.030	0.277
Andel med lang universitet	10625	0.018	0.014	0	0.142
Andel tettbygd	10548	0.460	0 .288	0	1.028
Andel spredtbygd	10548	0.525	0.284	0	1.093
Gjennomsnitt inntekt i 2004 i 1000 kroner	434	14.51	2.03	10.22	24.91
Folkemengde i kommunen	10625	9 724.86	27 429.29	212	521 886
Overføringer per elev i 2004 i 1000 kroner	434	3.72	3.41	0	31.99

Fra tabellen kan man se at i gjennomsnitt er det 46 prosent av befolkningen over 16 år som har grunnskole som høyeste fullført utdanning. Det er nesten like mange som kun har fullført videregående opplæring. Andelen med høyere utdanning er betydelig lavere, noe som også kommer frem i figur 4.5.

Det er i gjennomsnitt omtrent like mange som bor i tettbygd som i spredtbygd strøk. Videre kan man se at det i gjennomsnitt bor 9 724 personer i hver kommune. Tabellen viser at det er store forskjeller i innbyggertall, fra Utsira som i 1995 hadde 212 innbyggere til Oslo med sine 521 886 innbyggere i 2004.

Gjennomsnittlig privat inntekt gjennom hele perioden er 81 280 kroner. Men ettersom vi ser på nominell gjennomsnittlig privat inntekt, er det mer hensiktsmessig å se på deskriptiv statistikk for 2004. I 2004 var gjennomsnittlig inntekt 145 145 kroner. Tallet varierer mellom 102 265 kroner i kommunen med lavest privat inntekt, til 249 049 kroner i kommunen med høyeste privat inntekt.

Overføringer per elev er også nominelle, og det rapporteres deskriptiv statistikk for 2004. Gjennomsnittet i 2004 var på 3 724 kroner per elev, men også her er det store variasjoner. Noen kommuner mottok ingen overføringer, mens andre mottok så mye som 31 990 kroner per elev.

4.4 Oppsummering.

I dette kapittelet har jeg presentert datamaterialet som ligger til grunn for analysen som skal gjennomføres og diskuteres i neste kapittel. I kapittelet har jeg blant annet vist at gjennomsnittlig fullføringsgrad fra 1981 til 2004 er 63.4 prosent og at i de siste årene av den aktuelle perioden har det vært en nedgang i fullføringsgraden. Jeg har også vist at det generelt ikke har vært en økning i skoleressursene i denne perioden. Tvert i mot har gjennomsnittlig skolestørrelse økt kraftig, mens antall lærer per elev har holdt seg relativt stabilt de siste årene.

Utviklingen i fullføringsgraden, skolestørrelse, lærere per elev og utgifter per elev er også blitt beskrevet i detalj og kommentert.

I 24 års perioden jeg har sett på fra 1981 til 2004 har jeg vist at befolkningen i kommunene er blitt noe mer utdannet, det er færre innbyggere som kun har grunnskole som høyest oppnådd utdanning og det er flere som har gått på universitet eller høgskole. Videre har jeg vist at det har vært en utvikling i bosettingsmønsteret i kommunene. Flere bor i tettbygd strøk og færre i spredtbygd mot slutten av perioden enn det var i starten av perioden. Samtidig har folketallet i kommunene økt relativt kraftig på de 24 årene som er med i analysen, noe som reflekterer den generelle befolkingsveksten mellom 1981 og 2004.

5. empirisk tilnærming og spesifikasjon

5.1 Innledning

For å undersøke effekten av grunnskoleressurser på fullføringsgraden i videregående opplæring i Norge, benytter jeg en økonometrisk metode som er tilpasset en analyse av paneldata. Panelet består av alle norske kommuner over tidsrommet 1981- 2004, dermed ser analysen både på variasjon på tvers av kommuner og over tid.

Ved drøftingen vil jeg gjennomgå modellestimeringsmetodene som blir brukt i den påfølgende analysen. Jeg vil her drøfte minste kvadraters metode (MKM) og en metode med faste effekter (FE). Begge disse estimeringsmetodene har ulike styrker og svakheter og hvilken som bør velges avhenger av hvilke data som er tilgjengelig og hvilke forutsettinger som passer best til modellen. Jeg vil også gi en evaluering av eventuelle brutte forutsettinger for metodene og vurdere estimeringsmetodene opp mot hverandre.

Bruken av paneldata har flere fordeler. Paneldata har mer informativ data med større variasjon og flere frihetsgrader noe som gir mer effektive datasett enn datasett med rene tverrsnitt eller rene tidsserier. Den viktigste fordelen med modelleringen er at siden paneldata ser på de samme kommunene over tid kan jeg kontrollere for uobserverbar heterogenitet. En annen fordel er at man ofte kan se virkeligheten på langs noe som gjør det lettere å studere dynamikken i modellen. Dette er en stor fordel da mye økonomisk politikk tar tid før det får fullt uttelling. (Baltagi, 2008).

5.2 Økonometrisk modell og forutsettinger for modellen

For å presentere metodevalg og metodiske utfordringer tar jeg utgangspunkt i en enkel økonometrisk modell:

(5.1) $$y_{it} = \alpha_1 + \beta_1 X_{it1} + v_{it}$$

y_{it} er den avhengige variabelen, i min analyse er dette andelen som gikk ut av grunnskolen i år t og som fullførte den videregående opplæringen innen 5 år i kommune i. α_i er et konstantledd, X_{it} er interessevariabelen. I min analyse er dette variabler som måler ressursbruk i kommunene. β_1 er interesseparameteren som jeg ønsker å estimere.

Interesseparameteren gjør at jeg kan tolke koeffisientene som en gjennomsnittlig partiell effekt på den avhengige variabelen av en endring i valgt forklaringsvariabel. v_{it} er et stokastisk restledd.

Restleddet kan dekomponeres til en kommunespesifikk komponent η_i og en idiosynkratisk komponent ε_{it}.

(5.2) $v_{it} = \eta_i + \varepsilon_{it}$

Jeg dekomponerer restleddet for å vise at det fanger opp variasjon både i tid og på tvers av kommuner. Det ideosynkratiske restleddet fanger opp uobserverbare effekter som varierer mellom kommuner og over tid, mens det kommunespesifikke restleddet fanger opp effekten av utelatte variabler som bare varierer mellom kommuner og antas å være konstante over tid (Wooldridge, 2009).

Som et alternativ til felles aggregerte variable kan man inkludere et sett med tidsdummier som skal fange opp effekten av variablene som er felles for kommunene. Dette fjerner all felles tidsvariasjon i datamaterialet. Dummyvariabler blir derfor en alternativ måte å kontrollere for faktorer som påvirker tilpassningen over tid og som antas å være felles for alle kommunene (Wooldridge, 2009).

Før jeg gir en beskrivelse av de ulike estimeringsmetodene vil jeg gå gjennom de ulike restleddsforutsettingene som må være oppfylt for å få forventningsrette og konsistente estimat. Forutsettingene baseres i hovedsak på Wooldridge (2009).

(i) $E(\varepsilon_{it} | X_{it1}) = 0$

Forutsettingen sier at gitt forklaringsvariablene er forventningsverdien til det idiosynkratiske restleddet lik null. Det betyr at ingen av forklaringsvariablene avhenger systematisk av restleddskomponenten, verken over tid eller på tvers av kommuner. Brudd på denne forutsettingen kan skyldes utelatte variabler, målefeil og omvendt kausalitet og dette vil da gi inkonsistente estimat.

(ii) Ingen perfekt multikolinaritet. Det betyr at det ikke er en perfekt lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene. Ved perfekt korrelasjon mellom en eller flere av forklaringsvariablene, vil det være umulig å estimere separate effekter. Det er viktig å merke

seg at antakelsen tillater noe korrelasjon mellom de uavhengige variablene, de kan bare ikke være perfekt korrelert.

(iii) $Var(\varepsilon_{it} | X_{it}, \eta_i) = \sigma_\varepsilon^2$

Variansen til det ideosynkratiske restleddet ε_{it} er konstant for alle i og t, gitt η_i og X_{it}. Restleddet antas dermed homoskedastisk. Dersom fortsettingen ikke er oppfylt, er restleddet heteroskedastisk. Da vil estimatene fremdeles være konsistente, men man får en feilberegning av standardavvikene. Dette gjør at inferens og testing påvirkes.

(iv) $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} | X_{it}, \eta_i) = 0$

Betinget med hensyn på X_{it} og η_i er kovariansen mellom to restledd for samme region med ulik tidsperiode lik null for alle de ideosynkratiske restleddene. Dermed har vi ingen seriekorrelasjon i restleddet. Brudd på denne forutsetningen vil også påvirke inferens og testing.

(v) Videre antar man at ε_{it} er uavhengige og identisk normalfordelt, gitt forklaringsvariablene og det kommunespesifikke restleddet. Dermed vil vanlige F- tester og t- tester kunne benyttes ved hypotesetesting, da disse testene også bygger på normalfordeling.

5.3 Estimeringsmetode

Den avgjørende forutsettingen for valg av estimeringsmetode er eksogenitetsforutsettingen for den kommunespesifikke restleddskomponenten. Det vil si at restleddet ikke er korrelert med noen av forklaringsvariablene. Dette er presisert i forklaringsvariabel (i).

5.3.1 Sammenkoblet MKM

Sammenkoblet MKM inkluderer ikke faste effekter. Metoden baserer seg derfor på en antakelse om at det kommunespesifikke restleddet i alle perioder er uavhengig av forklaringsvariablene (Wooldridge, 2009).

(vi) $E(\eta_i | X_{it1}) = 0$

Dette betyr at gitt alle forklaringsvariablene er forventningsverdien til den kommunespesifikke restleddskomponenten lik null. Er denne forutsettingen oppfylt, gir sammenkoblet MKM forventningsrette estimatorer. Dersom forutsettingen ikke holder ved at η_i fanger opp effekten av utelatte variabler som er korrelert med de inkluderte forklaringsvariablene, vil $E(\eta_i | x_{it}) \neq 0$. Dette betyr at metoden gir inkonsistente estimatorer og en annen metode foretrekkes.

MKM forutsetter også at variansen til den kommunespesifikke restleddskomponenten er konstant gitt alle forklaringsvariablene. Det betyr at

(vii) $Var(\eta_i | X_{it}) = \sigma_\eta^2$

Fordelen med sammenkoblet MKM metode er at denne prosedyren utnytter all variasjon i data, både i tverrsnittet og i tidsserien. Dette gir mulighet for å estimere effekten av tverrsnittspesifikke variabler som ikke varierer over tid.

Problemet med sammenkoblet MKM er at når vi har paneldata er det ofte grunn til å tro at forklaringsvariablene er korrelert med den tidsfase restleddskomponenten. Eventuelle utelatte variabler vil inngå i restleddet og det kan være urealistisk at denne komponenten da ikke er korrelert med noen av de inkluderte forklaringsvariablene og dermed føre til uobserverbar heterogenitet.

5.3.2 Faste effekter

Generelt vil prosedyrer som kontrollerer for uobserverbar heterogenitet gi forventningsrette og konsistente estimatorer. Et alternativ er da å bruke en ”within groups” transformasjon eller såkalt faste effekter (FE). Betegnelsen ”within groups” kommer fra at man kun utnytter variasjon i data som skyldes avvik fra eget gjennomsnitt (Wooldridge, 2009).

Jeg tar igjen utgangspunkt i modellen:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it1} + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

Summerer over alle T og dividerer med T på begge sider og får:

(5.3) $$\overline{y_i} = \alpha + \beta_1 \overline{X}_{i1} + \eta_i + \overline{\varepsilon}_i$$

Trekker dette fra den opprinnelige modellen og finner:

(5.4) $y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1(X_{it1} - \bar{X}_{i1}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$

Kan dermed se at den uobserverte faktoren η_i er transformert bort.

MKM anvendt på (5.4) gir "within groups" eller fast effekt estimatoren. Det underliggende problemet jeg ønsker å løse er at den opprinnelige modellformuleringen inneholder en kommunespesifikk restleddskomponent som kan være korrelert med inkluderte forklaringsvariablene. Transformasjonen jeg har gjennomført fjerner denne kommunespesifikke komponenten og når denne ikke lenger inngår i modellen har vi transformert bort problemet. Gitt eksogenitetsforutsettingen rundt ε_{it} vil MKM anvendt på modellen der alle variablene regnes som avvik fra kommunespesifikke gjennomsnitt gi forventningsrette og konsistente estimat. Man bør likevel merke seg at en fast effekt transformasjon kun utnytter variasjon over tid siden vi har transformert bort all ren tverrsnittvariasjon.

Faste effekter kan løse visse utelatt variabel problem, men vil generelt ikke løse problemer med målefeil og simultanitet.

5.3.3 Dynamikk

I analysen vil jeg også inkludere en variabel for fullføring med et års lag. Dette gjør jeg for å kontrollere for mulige utelatte variabler. Dette gir en forholdsvis enkel måte å ta i betraktning historiske faktorer som kan gi forskjeller i dagens fullføringsgrad. Jeg vil forvente at den lagga variabelen er positiv og sterkt signifikant, men hensikten med å inkludere den lagga variabelen er for å kontrollere om kommuner som historisk har en lav fullføringsrate blant sine elever, bruker mer ressurser i grunnskolen i år t. Dermed vil faktorer som er uobserverbare og som påvirker fullføringen sannsynligvis være korrelert med ressursinnsatsen i grunnskolen. Men som Wooldridge (2009, s 312) understreker er metoden med å inkludere en lagga variabel "hardly perfect", men det kan likevel bidra med å få et bedre estimat av ulike ressursvariabler på fullføringsgraden.

5.4 Valg av estimeringsmetode.

FE- estimatoren sees på som mer robust enn MKM estimatoren på grunn av drøftingen rundt den kommunespesifikke restleddskomponenten. Fordi man med faste effekter transformerer bort all ren tverrsnittvariasjon utnytter FE estimatoren mindre variasjon i datamaterialet sammenlignet med sammenkoblet MKM.

Styrken med FE metoden er at det kreves mindre for at estimatet skal være konsistent enn det gjør med sammenkoblet MKM. Problemet med MKM er om forutsetingene man ha gjort er holdbare, altså hvorvidt den kommunespesifikke restleddskomponenten er korrelert med noen av de inkluderte forklaringsvariablene. I min analyse kan det for eksempel være utelatte variabler som måler kvaliteten på skolene og på lærerne som påvirker fullføringsgraden til elevene. Eller det kan være andre utelatte variabler i form av elevkarakteristika som for eksempel kjønn, geografi og kultur som påvirker fullføringsgraden. Det er da grunn til å tro at forutsetting (v) ikke holder og dette vil gi forventningsskjeve og inkonsistente estimat. Fast effekt metoden fjerner denne komponenten og modellen er derfor uavhengig av om den kommunespesifikke restleddskomponenten er korrelert med forklaringsvariablene eller ikke (Wooldridge, 2009). Så lenge det ideosynkratiske restleddet er ukorrelert med forklaringsvariablene, vil fast effekt metoden dermed gi konsistente estimatorer der alle variablene regnes som avvik fra de kommunespesifikke gjennomsnittene.

Likevel er det viktig å poengtere at metoden fjerner den rene tverrsnittsinformasjonen som finnes i paneldata. Dette innebærer for det første at det er umulig å identifisere effekten av variabler som kun varierer mellom kommuner og for det andre vil det være vanskelig å identifisere effekten av variabler som har liten variasjon over tid innenfor kommunene.

Dersom forklaringsvariabelen kun varierer mellom kommuner og ikke over tid er sammenkoblet MKM en bra metode, men dersom den avhengige variabelen varierer både over til og mellom kommuner er faste effekter den foretrukne metoden.

I min analyse kan faste effekter være riktige metode da det er en del tidskonstante kommunespesifikke faktorer som kan påvirke fullføringsraten. Jo flere tidsperioder og jo større andel det kommunespesifikke restleddet er av den totale restleddsvariansen, jo mer sannsynlig er det at faste effekter er en passende metode.

5.5. Empirisk spesifikasjon

I dette avsnittet vil jeg presentere modellen jeg skal estimere i neste kapittel.

Jeg formulerer en stokastisk grunnmodellen som viser sammenhengen mellom fullføringsgraden i kommunene og ulike ressursvariabler for grunnskolen.

(5.5) $fullfr_{it} = \beta_0 + \beta_1 elev_skole_{it} + \beta_2 lærer_elev_{it} + \beta_3 utg_elev + \beta_3 kontroll_{it} + \delta_1 D_i + v_{it}$

Der $fullfr_{it}$ er andelen i kommune i som gikk ut av grunnskolen i år t og som fullførte den videregående opplæringen innen 5 år. $Elev_skole_{it}$ er gjennomsnittlig antall elever per skole i kommune i i år t. $Lærer_elev_{it}$ er gjennomsnittlig antall lærere per elev i kommune i i år t, og utg_elev_{it} er utgiftene til grunnskolen for kommune i i år t. Jeg vil estimere modeller med både en og en forklaringsvariabel og med alle forklaringsvariablene samtidig. Z_{it} er de ulike kontrollvariablene. D_i er årsdummier, og v_{it} er det stokastiske restleddet.

I neste kapittel vil jeg teste en rekke hypoteser rundt forklaringsvariablene. Hovedhypotesen som oppgaven bygger på er om elever som bor i kommuner med høyt ressursforbruk i grunnskolen i større grad fullfører den videregående opplæringen, enn elever som bor i kommuner med lavere ressursinnsats i grunnskolen. Deretter kan flere underhypoteser analyseres. Ut fra tidligere empirisk forskning vil jeg blant annet forvente å se at kommuner med store grunnskoler generelt har høyere fullføringsgrad i videregående opplæring enn kommuner med små grunnskoler. Videre er en underhypotese at høyere kommunale utgifter til grunnskolen gir mindre frafall fra videregående blant kommunens elever. Når det gjelder lærertettheten i kommunens grunnskoler, vil jeg ut fra tidligere forskning forvente at høy lærertetthet i kommunene gir høyere sannsynlighet for at kommunens elever fullfører den videregående opplæringen.

5.6 Oppsummering

I dette kapittelet har jeg gjort rede for hva som menes med paneldata, og jeg har drøftet ulike metoder som kan brukes på denne type data. Videre har jeg drøftet styrker og svakheter ved estimeringsmetodene, sammenkoblet MKM og faste effekter. Jeg har kommet frem til at fast effekt estimering sannsynligvis er den beste metoden for min analyse. Estimatoren krever svakere forutsettinger for restleddet enn det sammenkoblet MKM estimatoren krever. En

mulig ulempe ved faste effekter er at all tverrsnittsvariasjon i data fjernes og identifikasjonen av effekten til forklaringsvariablene baseres på endringer i variablene innenfor kommunene. Dersom variasjonen innenfor kommunene er liten, eller hvis forklaringsvariablene er beheftet med målefeil, kan dette gi uklare estimater og skjevhet mot null i de estimerte effektene.

Videre har jeg i kapittelet lagt frem modellen som skal estimeres i neste kapittel.

6. Resultater

Jeg vil i dette kapittelet presentere resultater fra ulike modeller som tester om det finnes en sammenheng mellom fullføringsgraden i videregående opplæring og ressursinnsatsen i grunnskolen. Ved å bruke paneldata for alle norske kommuner over en tidsperiode på 24 år, kan jeg kontrollere for faktorer som er konstante over tid innenfor hver kommune. Først vil jeg estimere modeller der jeg inkluderer de tre forklaringsvariablene med minste kvadraters metode, deretter vil jeg utvide modellen ved å inkludere kontrollvariabler og faste kommuneeffekter. I alle modellene inkluderer jeg også årsdummier som fanger opp utelatte tidskonstante effekter i modellen. Årsdummiene vil dermed fange opp endringer i variabeldefinisjonene og institusjonene.

I delkapittel 6.1 estimeres en modell der elever per skole er forklaringsvariabel. Deretter i 6.2 vil jeg estimere den samme modellen, men der lærere per elev er interessevariabelen og i 6.3 ser jeg på effekten av utgifter per elev som mulig forklaring til variasjonen i fullføringsgraden. I delkapittel 6.4 vil jeg estimere en modell der jeg inkluderer alle tre forklaringsvariablene samtidig og jeg avslutter analysen ved å se på dynamikk i modellene, dette gjøres i delkapittel 6.5.

6.1 Skolestørrelse som forklaringsvariabel

I dette avsnittet estimerer jeg en modell som inkluderer antall elever per skole som forklaringsvariabel. Resultatene rapporteres i tabell 6.1, der robuste standardavvik som er korrigert for heteroskedastisitet presenteres i parenteser. Først, i kolonne (1) estimerer jeg en helt enkel modell med sammenkoblet MKM. Videre i kolonne (2) og (3) inkluderes kontrollvariabler. I kolonne (2) kontrollerer jeg for utdanningsnivå og bosettingsmønster i kommunen. Utdanningsvariablene er andelen i kommunen som har videregående skole som høyeste utdanningsnivå, samt andelen som har kort og lang høgskole eller universitetsutdanning. Kontrollvariablene for bosettingsmønster er andelen som bor i det man definerer som tettbygd strøk i kommunen og totalt folketall i kommunen. Videre i kolonne (3) inkluderes alle kontrollvariablene samtidig. Tilslutt i kolonne (4) estimeres modellen fra kolonne (3) men med faste kommuneeffekter.

Tabell 6.1 Elever per skole som forklaringsvariabel

Forklarings variabel	(1)	(2)	(3)	(4)
Elever per skole	0.00022***	0.00011***	0.00006***	0.00012***
	(0.00001)	(0.00002)	(0.00002)	(0.00004)
Andel med vgs	-	0.9991***	0.8968***	0.1641*
		(0.0216)	(0.024)	(0.0861)
Andel med kort universitet	-	-0.0216	0.1606**	-1.0432***
		(0.0745)	(0.0748)	(0.1769)
Andel med lang universitet	-	1.2733***	1.1474***	-0.0086
		(0.1297)	(0.1411)	(0.4275)
Andel tettbygd strøk	-	-0.0757***	-0.0778***	-0.0382*
		(0.0054)	(0.0054)	(0.0223)
Folketall i kommunen i 1000 innbyggere	-	0.00003	0.00003	0.0004
		(0.00002)	(0.00002)	(0.0004)
Gjennomsnitt Inntekt i 1000 kroner	-	-	-0.002*	-0.003*
			(0.0012)	(0.0018)
Overføringer per elev i 1000 kroner	-	-	-0.0048***	-0.0019***
			(0.0005)	(0.0005)
Faste kommuneeffekter	Nei	Nei	Nei	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.3566	0.5512	0.559	0.64
N	10625	10548	10548	10548

Robuste standardavvik er angitt i parenteser. *, ** og *** indikerer henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Kolonne (1) viser at estimert effekt av skolestørrelse på fullføringsgraden er positiv og signifikant på 1 prosent signifikansnivå. Koeffisienten innebærer at en økning i gjennomsnittlig skolestørrelse på 100 elever, gir en predikert økning i fullføringsgraden på 2,2 prosentpoeng. R^2 forteller at denne enkle modellen forklarer omtrent 35 prosent av variasjonen i fullføringsgraden. Det meste av denne variasjonen skyldes de tidsspesifikke effektene. Dersom jeg hadde estimert modellen uten årsdummier ville forklaringskraften vært nede i 0.7 prosent.

Når jeg inkluderer kontrollvariabler for utdanningsnivået og bosettingsmønsteret i kommunen holder estimatet for elever per skole seg sterkt signifikant og positivt. Andelen av innbyggerne i kommunen med videregående skole og med lang universitetsutdanning gir en positiv og signifikant effekt på fullføringen, mens andelen med kort universitetsutdanning gir en negativ og insignifikant effekt. Effekten av andelen som bor i tettbygd strøk er negativ og sterkt signifikant, mens folketallet i kommunen har en positiv men insignifikant effekt på

fullføringen. Forklaringskraften til modellen har økt til over 55 prosent og en mindre del av variasjonen skyldes de faste årseffektene. Når jeg estimerer modellen uten årsdummier er forklaringskraften bare litt lavere, rundt 45 prosent.

I kolonne (3) estimeres en modell med MKM der alle kontrollvariablene er inkludert. Tabellen viser at estimatet for elever per skole fremdeles er positivt og signifikant på 1 prosentnivå, men effekten er svakere enn i modellen uten kontrollvariabler. Koeffisienten innebærer nå at en økning i skolestørrelse på 100 elever medfører en økning i fullføringsgraden på 0.6 prosentpoeng. Effekten av utdanningsvariablene og bosettingsmønster forblir i hovedsak uendret. Videre finner jeg at effekten av gjennomsnittlig privat inntekt og overføringer til grunnskolen fra staten er negative og signifikante. Koeffisienten til overføringer per elev forteller at en økning i overføringer på 1000 kroner per elev gir en reduksjon i fullføringsgraden på 0.48 prosentpoeng. Forklaringskraften til modellen er omtrent uendret fra kolonne (2) og jeg finner også at de faste årseffekter forklarer en mindre del av variasjonen i fullføringsgraden når jeg inkluderer alle kontrollvariablene.

I kolonne (4) rapporteres en fast effekt estimering. Effekten av skolestørrelse er fremdeles positiv og signifikant på 1 prosent signifikansnivå og den blir sterkere enn med minste kvadraters metode. En økning i skolestørrelsen med 100 elever gir nå en predikert økning i fullføringsgraden på 1.2 prosentpoeng. Jeg finner altså en fordobling fra MKM estimatet. Videre endrer effekten av kontrollvariablene seg en del fra tidligere. Det kan være interessant å merke seg at estimering med faste effekter gjør at variablene for høyere utdanning blir insignifikante. Koeffisientene indikerer at fullføringsgraden reagerer positivt på at en stor andel av kommunens innbyggere har videregående skole som høyest oppnådd utdanning, mens effekten av at mange har kort universitetsutdanning er negativ. Forklaringskraften til modellen med faste kommuneeffekter er en del høyere enn i modellene estimert med MKM. Nå forklarer modellen 64 prosent av variasjonen i fullføringsgraden.

Jeg har funnet at skolestørrelse gir en positiv og signifikant effekt på fullføringen. Effekten virker robust fordi jeg finner en positiv effekt i alle modellspesifikasjonene. Resultatene jeg har funnet er i tråd med tidligere forskning som tyder på at elever som går på store grunnskoler generelt klarer seg bedre prestasjonsmessig enn elever som går på små grunnskoler (Bonesrønning og Vaag Iversen, 2008).

6.2 Lærertetthet som forklaringsvariabel

Jeg estimerer nå modellene fra avsnitt 6.1, men der jeg har erstattet elever per skole med antall lærere per elev som forklaringsvariabel. Resultatene fra estimeringen er rapportert i tabell 6.2, som har samme oppbygning som tabell 6.1.

Tabell 6.2 Estimering med lærer per elev som forklaringsvariabel

Forklarings variabel	(1)	(2)	(3)	(4)
Lærer per elev	-0.7684***	-0.2942***	-0.1605***	0.1041
	(0.0487)	(0.0509)	(0.053)	(0.081)
Andel med vgs	-	0.9576***	0.8771***	0.1553*
		(0.0225)	(0.024)	(0.0859)
Andel med kort utdanning	-	0.0523	0.1937***	-1.0444***
		(0.0741)	(0.0743)	(0.1771)
Andel med lang utdanning	-	1.2207***	1.1064***	0.1148
		(0.127)	(0.1385)	(0.4285)
Andel i tettbygd strøk	-	-0.0767***	-0.0787***	0.0397*
		(0.006)	(0.0052)	(0.0222)
Folketall i kommunen i 1000 innbyggere	-	0.00005**	0.00004*	0.0004
		(0.00002)	(0.00002)	(0.0004)
Gjennomsnitt inntekt i 1000 kroner	-	-	-0.0015	-0.0028
			(0.0011)	(0.0018)
Overføringer per elev i 1000 kroner	-	-	-0.0047***	-0.0021***
			(0.0005)	(0.0005)
Faste kommuneeffekter	Nei	Nei	Nei	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.3761	0.5524	0.5594	0.6399
N	10623	10546	10546	10546

Robuste standardavvik er angitt i parenteser. *, ** og *** indikerer henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

I den enkle modellen i kolonne (1) finner jeg en negativ effekt av antall lærere per elev som er signifikant på 1 prosent signifikansnivå. Koeffisienten forteller at dersom antall lærere per elev øker med 1 lærer, vil fullføringsgraden reduseres med 76 prosentpoeng. Det vil si at en økning fra 0.13 til 0.23 lærere per elev indikerer en 7.6 prosentpoengs lavere fullføringsgrad. Dette er motsatt effekt enn det man kan forvente ut i fra en hypotese om at mer ressurser gir høyere fullføringsgrad. Forklaringskraften til denne enkle modellen er ca 38 prosent. Dette er

noe høyere enn det jeg fant i tabell 6.1, men igjen skyldes mye av denne variasjonen de tidsfaste effektene, uten dem, er forklaringskraften kun 0.2 prosent.

I kolonne (2) inkluderer jeg kontrollvariabler for utdanningsnivået i kommunen og for bosettingsmønsteret. Fremdeles er estimatet for antall lærere per elev negativt og signifikant på 1 prosent signifikansnivå. Kontrollvariablene har stort sett uendret effekt fra tabell 6.1, med unntak av kort høyere utdanning, som nå har en positiv, men insignifikant effekt.

I kolonne (3) inkluderes alle kontrollvariablene samtidig. Effekten av lærere per elev er fremdeles negativ og sterkt signifikant. Kontrollvariablene for både utdanningsnivået og bosettingsmønsteret gir stort sett uendret effekt fra de tidligere modellene. Gjennomsnittlig inntekt i kommunen har en insignifikant effekt på fullføringsgraden, mens overføringer fra staten har en negativ og signifikant effekt. Videre viser kolonne (4) resultater for en fast effekt estimering. Her finner jeg ingen signifikant effekt av lærere per elev. Kontrollvariablene er også signifikante i mindre grad enn tidligere. Dette er i tråd med en nullhypotese om at lærertettheten i kommunen ikke har signifikant betydning for fullføringsgraden til elevene.

Analysen gir altså uklare resultater av effekten av lærere per elev i grunnskolen på fullføringsgraden i videregående opplæring. I modellene estimert med MKM finner jeg negative resultater, mens når jeg estimerer med faste effekter finner jeg ingen signifikant effekt. Dette kan tyde på et problem med utelatte variabler som er korrelert med utgiftene når jeg estimerer med MKM. Den negative effekten endres nå jeg estimerer med faste effekter, noe som kan tyde på at å inkludere faste kommuneeffekter løser problemet med utelatte variabler. Mangelen på en signifikant effekt er i tråd med tidligere forskning. For eksempel finner Bonesrønning og Vaag Iversen (2008) at høy lærertetthet ikke karakteriserer kommuner med gode elevprestasjoner. Samtidig finner Browning og Heinesen (2007) positive effekter av økt lærertetthet på elevers videre utdanningskarriere som kun er marginalt signifikante.

6.3 Utgifter per elev som forklaringsvariabel

I dette avsnittet vil jeg estimere en modellene fra avsnitt 6.1 med brutto utgifter til grunnskolen per elev som forklaringsvariabel. Oppsettet av modellene er det samme som i de tidligere avsnittene. Resultatene presenteres i tabell 6.3.

Tabell 6.3 Estimering med utgifter per elev som forklaringsvariabel

Forklarings Variabel	(1)	(2)	(3)	(4)
Utgifter per Elev i 1000 kroner	-0.0019*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0003** (0.0001)	0.0004** (0.0002)
Andel med vgs	-	0.9751*** (0.0221)	0.8877*** (0.024)	0.1374 (0.0857)
Andel med kort utdanning	-	0.0177 (0.0743)	0.1756** (0.0747)	-1.0229*** (0.1767)
Andel med lang utdanning	-	1.2914*** (0.1284)	1.1531*** (0.1402)	0.1476 (0.4272)
Andel i tett strøk	-	-0.0737*** (0.0051)	-0.0758*** (0.0052)	0.0403* (0.022)
Folketall i kommunen i 1000 innbyggere	-	0.00006*** (0.00002)	0.00004** (0.00002)	0.0004 (0.0004)
Gjennomsnitt inntekt i 1000 kroner	-	-	-0.0016 (0.0011)	-0.0027 (0.0018)
Overføringer per elev i 1000 kroner	-	-	-0.0049*** (0.0005)	-0.0023*** (0.0005)
Faste kommuneeffekter	Nei	Nei	Nei	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.3695	0.5511	0.5587	0.6396
N	10624	10547	10547	10547

Robuste standardavvik er angitt i parenteser. *, ** og *** indikerer henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Kolonne (1) viser en negativ effekt av utgifter per elev. Effekten er signifikant på 1 prosent signifikansnivå. Koeffisienten forteller at en økning i utgifter på 1000 kroner per elev, vil redusere fullføringsgraden tilsvarende 0.19 prosentpoeng. Heller ikke dette resultatet er i tråd med hypotesen om at økte grunnskoleressurser øker fullføringsgraden.

Resultatet av å inkludere kontrollvariabler for utdanningsnivået og bosettingsmønsteret er gitt i kolonne (2). Estimatet for utgifter i grunnskolen er fremdeles sterk signifikant og negativ, men effekten er noe redusert etter at jeg inkluderer kontrollvariablene. Fra kolonne (3) ser jeg videre at estimering med alle kontrollvariablene samtidig gir en enda svakere, men fremdeles signifikant negativ effekt av utgifter. Nå forteller koeffisienten at en økning i utgiftene på 1000 kroner per elev, reduserer fullføringen med 0.03 prosentpoeng. Med unntak av gjennomsnittlig privat inntekt er alle kontrollvariablene signifikante.

I kolonne (4) rapporteres en fast effekt estimering. Effekten av utgifter per elev på fullføringsgraden er nå positiv og signifikant på 5 prosent signifikansnivå. En økning i utgiftene på 1000 kroner per elev predikerer nå en økning i fullføringsgraden på 0.04 prosentpoeng. Dette resultatet stemmer bedre med hypotesen om at mer ressurser i grunnskolen gir lavere frafall i videregående opplæring.

Tidligere forskning av Hægland, Raaum og Salvanes (2008) finner at høyere utgifter har en positiv effekt på resultatene i grunnskolen. I min analyse gir faste effekter et resultat med forventet fortegn, i motsetning til MKM estimering som gir negative resultater. Dette kan reflektere at MKM i en viss grad gir inkonsistente estimat fordi det kan være uobserverbare faktorer på kommunenivå som er konstante over tid og som påvirker fullføringsgraden. Selv om jeg har funnet resultater som er i tråd med en hypotese om at økte ressurser i grunnskolen gir lavere fullføring, er effekten svært liten og selv en kraftig økning i utgiftene per elev, vil gi en marginal effekt på fullføringen.

6.4 Estimering med alle forklaringsvariablene

Jeg foretar også en analyse der jeg inkluderer alle forklaringsvariablene samtidig. I kolonne (1) og (2) estimeres modellen med og uten kontrollvariabler med minste kvadraters metode. I kolonne (3) og (4) estimeres modellene med faste kommuneeffekter. Resultatet rapporteres i tabell 6.4.

Fra kolonne (1) kan man se at i den enkle modellen har alle forklaringsvariablene en negativ effekt på fullføringen, men effekten av skolestørrelse er ikke signifikant. Effekten av de to andre variablene er omtrent som jeg fant i tabell 6.2 og 6.3. Når jeg inkluderer fullt sett med kontrollvariabler, i kolonne (2), blir forklaringskraften til modellen sterkere. Effekten av antall elever per skole blir positiv og signifikant på 5 prosentnivå. Koeffisienten indikerer at en økning i gjennomsnittlig skolestørrelse på 100 elever per skole øker fullføringsgraden med 0.4 prosentpoeng. Men nå blir den estimerte effekten av begge de to andre variablene betydelig mindre, og kun effekten av lærere per elever er signifikant på 10 prosent signifikansnivå. De fleste kontrollvariablene er sterkt signifikante, der alle utdanningsvariablene gir en positiv estimert effekt på fullføringsgraden. Effekten av kontrollvariablene er i samsvar med hva jeg har funnet i de tidligere modellene.

Tabell 6.4 Estimering med alle forklaringsvariablene

Forklarings Variabel	(1)	(2)	(3)	(4)
Elever per skole	-0.000001	0.00004**	0.0001***	0.00015***
	(0.00002)	(0.00002)	(0.00004)	(0.00005)
Lærere per elev	-0.5742***	-0.1236*	0.0224	0.0807
	(0.0925)	(0.0747)	(0.087)	(0.0867)
Utgifter per elev i 1000 kroner	-0.0007***	-0.00001	0.0005***	0.0004**
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
Andel med vgs	-	0.8788***	-	0.1491*
		(0.024)		(0.0858)
Andel med kort utdanning	-	0.1831**	-	-1.0361***
		(0.0737)		(0.1763)
Andel med lang utdanning	-	1.1036***	-	0.0952
		(0.1386)		(0.4279)
Andel i tettbygd strøk	-	-0.0801***	-	0.0355
		(0.0054)		(0.0221)
Folketall i kommunen i 1000 innbyggere	-	0.00003	-	0.0004
		(0.00002)		(0.0004)
Gjennomsnitt inntekt i 1000 kroner	-	-0.0018	-	-0.0033*
		(0.0011)		(0.0018)
Overføringer per elev i 1000 kroner	-	-0.0047***	-	-0.0021***
		(0.0005)		(0.0005)
Faste kommuneeffekter	Nei	Nei	Ja	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.3766	0.5593	0.6327	0.6401
N	10622	10545	10622	10545

Robuste standardavvik er angitt i parenteser. *, * og *** indikerer henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

I kolonne (3) estimeres den enkle modellen med faste kommuneeffekter. Elever per skole gir en positiv effekt på fullføringsgraden som er signifikant på 1 prosent signifikansnivå. Videre gir lærer per elev en positiv, men insignifikant effekt på fullføringen. Effekten av utgifter per elev er positiv og signifikant på 1 prosent signifikansnivå. Disse resultatene stemmer overens med hva jeg har funnet tidligere i analysen. Modellen har også relativt stor forklaringskraft med en R^2 på 0.63. Videre i kolonne (4) presenteres resultatene av en fast effekt estimering av modellen med fullt sett kontrollvariabler. Det er elever per skole som gir den mest signifikante effekten. Koeffisienten forteller nå at en økning i gjennomsnittlig skolestørrelse på 100 elever per skole gir en økning i fullføringsgraden på 1.5 prosentpoeng. Dette er en sterkere effekt enn den jeg fant i kolonne (2). Estimatet er omtrent upåvirket av om jeg

inkluderer kontrollvariabler eller ikke. Koeffisienten for lærer per elev er fremdeles insignifikant og positivt. Dette er i tråd med hva jeg fant i tabell 6.2. Effekten av utgifter per elev er positivt og signifikant på 5 prosent signifikansnivå. Videre er kontrollvariablene mindre signifikante enn i modellen som estimeres med MKM. Når jeg estimerer med faste effekter får alle forklaringsvariabler forventet fortegn. Både elever per skole og utgifter per elev gir en statistisk signifikant effekt. Dette er i tråd med tidligere forskning og i samsvar med resultatene jeg har funnet tidligere.

6.5 Dynamikk

For å ta i betraktning at endringer i ressursbruken kan ta tid før de påvirker elevenes fullføringsgrad, vil jeg nå inkludere dynamikk i modellen. Først inkluderer jeg en lagga variabel for fullføring for å undersøke om fullføringen til elever som gikk ut av grunnskolen i år t-1 påvirker fullføringen til elever som avsluttet grunnskolen i år t. Deretter inkluderer jeg en modell med gjennomsnittsvariabler for de siste 5 årene. Dette vil fange opp effekten av at elevenes kunnskap i 10. klasse kan være påvirket av ressursinnsatsen de siste 5 årene av grunnskolen.

Først setter jeg opp en value-added modell med lagga variabel for fullføring. Jeg inkluderer en og en forklaringsvariabel i tillegg til alle kontrollvariablene og estimerer både med MKM og med faste effekter. Videre inkluderer jeg alle forklaringsvariablene samtidig og estimerer også denne modellen med både MKM og med faste effekter. Resultatene er rapportert i tabell 6.5.

Kolonne (1) og (2) viser resultater for MKM estimering og estimering med faste effekter når elever per skole er forklaringsvariabel. Fra tabellen kan jeg se at effekten av fullføring året før er positivt og sterkt signifikant ved begge estimeringsmetodene. Dette er ikke et overraskende resultat, da elever som går ut av grunnskolen i år t-1 høyst sannsynlig er blitt eksponert for samme ressursinnsats som elever som fullfører grunnskolen i år t. Videre kan man se at antall elever per skole fremdeles gir en positiv signifikant effekt både ved MKM estimering og ved faste effekter. Dette er samme resultat som jeg fant i tabell 6.1. Fra tabellen kan jeg også finne langtidseffekten av elever per skole på fullføringsgraden. Koeffisienten for elever per skole i kolonne (2) forteller at en økning i gjennomsnittlig skolestørrelse på 100 elever indikerer en økning i fullføringsgraden på 1.0 prosentpoeng. Langtidseffekten blir da at en økning i antall

elever per skole på 100 elever gir en økning i fullføringsgraden på 1.5 prosentpoeng. Dermed finner jeg at langtidseffekten er sterkere enn kortidseffekten fordi den lagga variabelen for fullføring gir en positiv effekt. Jeg kan dermed konkludere med at estimatet for elever per skole er robust for å inkluderer dynamikk. Når det gjelder kontrollvariablene ser man omtrent samme resultat som i modellene uten dynamikk. Dermed er også de fleste kontrollvariablene robuste for å inkludere dynamikk i fullføringsgraden.

I kolonne (3) og (4) rapporteres resultatene fra en modell med antall lærere per elev som forklaringsvariabel. Igjen ser jeg at fullføring for elever som gikk ut av grunnskolen i år t-1 gir en positiv og sterk signifikant effekt på fullføringen til elever som fullførte grunnskolen i år t. Tabellen viser at når jeg estimerer modellen med MKM er estimert effekt av antall lærere per elev negativ og signifikant på 1 prosentnivå. Estimatet indikerer at dersom antall lærere per elev øker med 0.10, vil fullføringsgraden reduseres med 3.4 prosentpoeng. Dette er ikke forventet fortegn, men det samme som jeg fant i modellen uten dynamikk. Samtidig finner jeg at en økning i antall lærere med 0.10 reduserer fullføringsgraden med 3.6 prosentpoeng på lang sikt. Videre ser jeg at estimering med faste kommuneeffekter gir en effekt av lærere per elev med forventet positivt fortegn, men effekten blir insignifikant. Også dette er det samme som jeg fant uten dynamikk. Dermed kan jeg konkludere med at antall lærere per elev er robust for å inkluderer dynamikk fordi resultatene ikke endres fra tidligere. Når man ser på forklaringsvariablene, ser vi at de stort sett er robuste for å inkludere en lagga variabler for fullføring.

I kolonne (5) og (6) er modellen med utgifter per elev som forklaringsvariabel estimert. I likhet med tidligere, gir fullføringen for elever som gikk ut av grunnskolen i år t-1 en positiv og sterkt signifikant effekt på fullføring for elever som avsluttet grunnskolen i år t. Ved MKM estimering gir utgifter per elev en negativ og sterkt signifikant effekt på fullføringen. Når modellen estimeres med faste effekter får jeg en positiv effekt av utgiftene, som er signifikant på 5 signifikansnivå. Dette er samme resultat som jeg fant i modellen uten dynamikk, og jeg konkluderer med at også utgifter per elev er robust for å inkludere dynamikk, både ved MKM estimering og ved FE estimering. Det samme gjelder for de inkluderte kontrollvariablene.

Tabell 6.5 Estimering med lagga variabel for fullføring

Variabel	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Fullføring t-1	0.3348***	0.3427***	0.347***	0.3429***	0.34***	0.3427***	0.3463***	0.342***
	(0.0157)	(0.0249)	(0.0164)	(0.0238)	(0.0158)	(0.024)	(0.0165)	(0.0242)
Elever pr skole	0.00007***	0.0001***	-	-	-	-	0.00003	0.00015***
	(0.00002)	(0.00004)					(0.00002)	(0.00004)
Lærer per elev	-	-	-0.2377***	0.1122	-	-	-0.2077***	0.0746
			(0.0467)	(0.0768)			(0.0632)	(0.0814)
Utgift per elev i 1000 kroner	-	-	-	-	-0.0004***	0.0004**	-0.00002	0.0004**
					(0.0001)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
Andel med vgs	0.9119***	0.1591*	0.882***	0.151*	0.8971***	0.1339	0.8819***	0.145*
	(0.0232)	(0.0823)	(0.0234)	(0.0821)	(0.0232)	(0.0821)	(0.0234)	(0.0822)
Andel med kort utdanning	0.0967	-	0.1404**	-1.0262***	0.1154*	-1.0042***	0.1331*	-1.0165***
	(0.0691)	1.0235***	(0.0689)	(0.1713)	(0.0691)	(0.1706)	(0.0688)	(0.1704)
		(0.171)						
Andel med lang utdanning	1.2976***	0.0626	1.2303***	0.1862	1.294***	0.2099	1.2266***	0.1603
	(0.1324)	(0.4012)	(0.1314)	(0.4023)	(0.1322)	(0.4002)	(0.1315)	(0.4015)
Andel i tettbygd strøk	-0.0742***	0.0365*	-0.0772***	0.0377*	-0.0735***	0.0384*	-0.0784***	0.0339
	(0.0052)	(0.0218)	(0.005)	(0.0217)	(0.005)	(0.0216)	(0.0053)	(0.0216)
Folketall i kommunen i 1000 innbyggere	0.00003	0.00037	0.00004**	0.0004	0.00005**	0.0005	0.00003	0.0004
	(0.00002)	(0.0004)	(0.00002)	(0.0004)	(0.00002)	(0.0004)	(0.00002)	(0.0004)
Gjennomsnitt inntekt i 1000 kroner	-0.0032***	-0.0036**	-0.0027**	-0.0034**	-0.0027**	-0.0033*	-0.0028***	-0.0038**
	(0.0011)	(0.0017)	(0.0011)	(0.0017)	(0.0011)	(0.0017)	(0.0011)	(0.0017)
Overføring per elev i 1000 kroner	-0.0047***	-	-0.0043***	-0.002***	-0.0046***	-0.0022***	-0.0043***	-0.002***
	(0.0005)	0.0019***	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
		(0.0005)						
Faste effekter	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja
årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.5745	0.6539	0.5757	0.6539	0.5745	0.6535	0.5756	0.6540
N	10548	10548	10546	10546	10547	10547	10545	10545

Tilslutt i kolonne (7) og (8) estimeres modellen med alle tre forklaringsvariablene samtidig. Effekten av fullføring med et års lag er fremdeles positiv og signifikant. Når vi estimerer med MKM er det kun lærer per elev som gir en signifikant effekt på fullføringen. Effekten av gjennomsnittlig skolestørrelse er positiv, men insignifikant. Den blir sterkere og signifikant på 1 prosent signifikansnivå når jeg estimerer med faste effekter. Estimatet for lærer per elev er negativt med MKM estimering, men når jeg estimerer ved faste effekter blir effekten positiv og insignifikant, dette er det samme som jeg fant i kolonne (3) og (4). Effekten av utgifter til grunnskolen er negativ og insignifikant når jeg estimerer med MKM, men blir positiv i kolonne (8). Resultatene både fra estimering med minste kvadraters metode og faste effekter er i tråd med hva jeg har funnet tidligere i analysen. Dette tyder på at estimatene er robuste.

Videre ser jeg på en modell der jeg inkluderer gjennomsnittsvariabler for de siste fem år istedenfor variabler kun for år t. Dette gjør jeg for å fange opp effekten av at elevers kunnskap i 10. klasse ikke bare blir påvirket av grunnskoleressurser det året de avslutter grunnskolen, men også ressursene de har blitt eksponert for over flere år. Oppsettet er det samme som i tabell 6.5. Datamaterialet er nå mindre fordi jeg bruker data fra årene 1986 – 2004 slik at jeg kan se på effekten av ressursbruken de siste fem årene. Resultatene rapporteres i tabell 6.6.

Tabell 6.6 Estimering med gjennomsnittsverdier

Variabel	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Elever per skole	0.00005***	0.00005	-	-	-		0.000005	0.00006
siste 5 år	(0.00002)	(0.00006)					(0.00002)	(0.00007)
Lærere per elev	-	-	-0.2157***	0.0632	-		-0.1246	0.1263
siste 5 år			(0.0616)	(0.123)			(0.1018)	(0.1453)
Utgift per elev	-	-	-	-	-0.0006***	-0.00009	-0.0003	-0.0002
siste 5 år					(0.0002)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0004)
Andel med vgs	0.8445***	-0.2699**	0.8164***	-0.2754**	0.8212***	-0.2721**	0.8157***	-0.2631**
siste 5 år	(0.0282)	(0.12)	(0.028)	(0.1194)	(0.028)	(0.1193)	(0.0282)	(0.1198)
Andel med kort	0.1142	-1.4568***	0.1548*	-1.4598***	0.1333	-1.2445***	0.1454*	-1.4729***
utdanning siste 5 år	(0.0856)	(0.2535)	(0.0855)	(0.2538)	(0.0856)	(0.2539)	(0.085)	(0.2543)
Andel med lang	1.169***	-0.2101	1.0898***	-0.131	1.1321***	-0.1957	1.0991***	-0.187
utdanning siste 5 år	(0.1634)	(0.593)	(0.1602)	(0.595)	(0.1621)	(0.596)	(0.1607)	(0.5949)
Andel i tettbygd strøk	-0.0933***	0.0039	-0.0979***	0.004	-0.0971***	0.0058	-0.0988***	0.002
siste 5 år	(0.006)	(0.0353)	(0.0059)	(0.0352)	(0.0059)	(0.0351)	(0.0062)	(0.0355)
Folketall siste 5 år i	0.00002	0.0003	0.00003	0.0004	0.00003	0.0003	0.00003	0.0003
1000 innbyggere	(0.00002)	(0.0005)	(0.0002)	(0.0005)	(0.00002)	(0.0005)	(0.00002)	(0.0005)
Gjennomsnittsinntekt	-0.0012	0.0004	-0.0005	0.0006	-0.0005	0.0007	-0.0005	0.0003
siste 5 år i 1000 kroner	(0.0014)	(0.0026)	(0.0013)	(0.0026)	(0.0013)	(0.0026)	(0.0014)	(0.0026)
Overføringer per elev	-0.0058***	-0.0008	-0.0052***	-0.0009	-0.0051***	-0.0009	-0.005***	-0.0007
siste 5 år i 1000 kroner	(0.0006)	(0.0009)	(0.0007)	(0.0009)	(0.0007)	(0.0009)	(0.0007)	(0.0009)
Faste effekter	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.4389	0.5539	0.4402	0.5539	0.4391	0.5530	0.4394	0.5531
N	8722	8722	8717	8717	8720	8720	8715	8715

Robuste standardavvik er angitt i parenteser. *, ** og *** indikerer henholdsvis 1, 5 og 10 prosent signifikansnivå.

I kolonne (1) og (2) estimeres en modell med elever per skole som forklaringsvariabel både med MKM og med faste kommuneeffekter. Estimering med MKM viser at gjennomsnittlig antall elever per skole de siste 5 årene elevene er i grunnskolen har en positiv og signifikant effekt på fullføringen. Videre er estimatet ved fast effekt estimering også positivt, men effekten er nå ikke statistisk signifikant. Ser jeg på kontrollvariablene gir de i hovedsak samme effekt som i tabell 6.1.

Videre i kolonne (3) og (4) vises resultatene av både sammenkoblet MKM estimering og fast effekt estimering når gjennomsnittlig antall lærer per elev de siste 5 årene av grunnskolen er forklaringsvariabel. MKM estimering gir en negativ effekt som er sterkt signifikant. Det betyr at dersom en elev de siste årene av grunnskolen er blitt eksponert for en høy lærertetthet, vil det være mindre sannsynlig at han fullfører den videregående opplæringen. Dette er i tråd med hva jeg fant i tabell 6.2 der jeg så på effekten av antall lærer per elev kun det siste året av grunnskolen. Som i kolonne (2) gir faste effekter ingen en signifikant effekt. Dette er det samme resultatet som jeg fant i tabell 6.2.

Kolonne (5) og (6) rapporterer resultater fra MKM estimering og fast effekt estimering når gjennomsnittlige utgifter til grunnskolen de siste 5 årene brukes som forklaringsvariabel. Igjen finner jeg en signifikant effekt av MKM estimering, og ingen signifikant effekt av faste effekter. Begge estimatene er negative, noe som forteller at elevenes fullføring i år t reagerer negativt på utgiftene de blir eksponert for de fem siste åene av grunnskolen. Resultatet i kolonne (5) stemmer med hva jeg fant i tabell 6.3. Det samme gjelder kontrollvariablene, men disse blir signifikante i mindre grad enn før. I tabell 6.3 gav fast effekt estimering en positiv og statistisk signifikant effekt på fullføringen, men når jeg bruker gjennomsnittsverdier for de siste 5 år blir denne effekten negativ og insignifikant.

Til slutt har jeg estimert en dynamisk modell der jeg har inkludert alle forklaringsvariablene. Resultatet vises i kolonne (7) og (8). Ingen av forklaringsvariablene er statistisk signifikante, verken med MKM estimering eller ved estimering med faste kommuneeffekter. Dette betyr at ressursene elevene eksponeres for de siste fem årene av grunnskolen ikke har noen særlig betydning for fullføringsgraden til elevene. Det kan virke som om det er ressursene som elevene møter i 10. klasse som er avgjørende for fullføringen.

6.6 Oppsummering.

Estimatene som er rapportert i dette kapittelet viser at å gå i store grunnskoler generelt gir høyere sannsynlighet for å fullføre den videregående opplæringen. Dette resultatet gjelder både når jeg estimerer med faste effekter og med sammenkoblet MKM. Skolestrukturens effekt er også robust for å inkludere alle forklaringsvariablene i samme modell og lagga variabel for fullføring. Resultatet stemmer overens med tidligere empirisk forskning. Når det gjelder lærertetthet, så er resultatet avhengig av modellspesifikasjon. Estimerer jeg med MKM finner jeg negative og signifikante estimat, men i modeller med faste kommuneeffekter er resultatene svakt negative og insignifikante. Til slutt har jeg estimert effekten av brutto grunnskoleutgifter per elev. Resultatene nå varierer også på tvers av modellspesifikasjonene. Igjen finner jeg en negativ og signifikant effekt når jeg estimerer med minste kvadraters metode, mens estimering med faste kommuneeffekter gir positive resultat som er små, men som er i tråd med tidligere empirisk forskning.

7. Oppsummering og konklusjon.

Det er blitt uttrykt bekymring over det høye frafallet fra videregående opplæring i Norge. Høyt frafall medfører store kostnader både for samfunnet og for individene som faller fra. I denne oppgaven har jeg sett på hvordan ressursinnsatsen på grunnskolenivå påvirker dette frafallet. Som observasjonsenhet har jeg brukt data for norske kommuner i tidsperioden 1981 til 2004.

Det teoretiske utgangspunktet har vært humankapitalmodellen, som forteller at elever velger om de skal fullføre den videregående opplæringen på bakgrunn av en nytte kostnadsanalyse der de veier både direkte og indirekte kostnader ved utdanning opp mot de forventede inntektsgevinstene utdanningen vil gi i fremtiden. I oppgaven har jeg også gått ut fra en produktfunksjonstilnærming, der prestasjoner i grunnskolen er et resultat av ulike faktorer som kommune-, skole-, foreldre- og elevkarakteristika.

Oppgaven bygger på funn fra tidligere forskning som har vist at gode resultater i grunnskolen vil resultere i lavere sannsynlighet for å falle fra den videregående opplæringen. Videre vil jeg da forvente at økte ressurser på grunnskolenivå vil ha en positiv påvirkning på fullføringsgraden. Hypotesene som testes er basert på tidligere empirisk forskning gjort på området. De fleste studiene finner at mer ressurser i grunnskolen gir en positiv effekt på elevenes prestasjoner. Likevel finner noen studier at ressursbruken ikke har noen betydning for fullføringen i videregående opplæring. For å teste disse hypotesene har jeg estimert ulike varianter av en enkel modell for fullføring både med sammenkoblet minste kvadraters metode og med faste kommuneeffekter.

Analysen indikerer at estimering med faste kommuneeffekter gir resultater som er i tråd med hypotesene. Denne metoden er derfor å fortrekke i analysen fordi den eliminerer innflytelsen av uobserverbare faktorer som kan være korrelert med forklaringsvariablene.

Resultatene i analysen viser at i tråd med tidligere forskning, gir økt gjennomsnittlig skolestørrelse i grunnskolen økt sannsynlighet for å fullføre den videregående opplæringen. Resultatet er det samme uavhengig av estimeringsmetode, men den sterkeste effekten fikk jeg ved faste kommuneeffekter. Videre fant jeg en noe mer usikker effekt av lærertettheten, likevel gir estimering med faste kommuneeffekter resultater som indikerer at flere lærere per elev ikke har noe særlig betydning for om elever fullfører den videregående opplæringen. Også dette resultatet er i tråd med hypotesene jeg har gjort. Til slutt har jeg funnet at fast

effekt estimering også gir forventet resultat når det kommer til brutto utgifter per elev, nemlig at kommuner med høyere utgifter til grunnskolen ser en høyere fullføringsgrad blant sine elever.

Referanseliste

Angrist, J.D., og V Lavy (1999): ”Using Maimonides´rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement, Quarterly Journal of Economic, 114, 522.575

Baltagi, B. H. (2001): ”Econometric Analysis of Panel data” Second Edition, John Wiley & Sons Ltd. Chichester.

Becker, G. S. (1964): ”Human Capital: A theoretical analysis with special reference to education”. Columbia University Press, New York.

Bjørkeng, B. og M.T. Dazmarija, (2011): ”fullføring av videregående opplæring: gjennomstrømning blant innvandrere og norsk fødte med innvandrerforeldre”. SSB-rapport 45/2011.

Bonesrønning, H og J.M.V Iversen (2008): ”Prestasjonsforskjeller mellom skoler og kommuner: Analyse av nasjonale prøver 2008. SØF-rapport nr 01/10

Borge, L-E og M. Rønning (2009): ”Bidrar økt ressursbruk i grunnskolen til bedre elevprestasjoner?” Utdanning 2009.

Borge, L-E., T. Falch og B. Strøm (2011): ”Fullføring av videregående opplæring: Kan vi forklare variasjonen mellom fylker og regioner”. Samfunnsøkonomen – nr 05/11

Browning M, og E. Heinesen (2007): ”Class size, teatcher Hours and educational attainment”. Scandinavian Journal of Economics 109(2), 415-438.

Coleman, J.S (1966): ”Equality of educational opportunity”. Washington, DC. :U.S. Dept of Health, Education, and Welfare, Office of Education.

Falch, T., M. Rønning, og B. Strøm (2005): Forhold som påvirker kommunens utgiftsbehov i skolesektoren: smådriftsulemper, skolestruktur og elevsammensetning. SØF- rapport nr. 04/05

Falch, T., A.B. Johannesen og B. Strøm, (2009): ”Kostnader ved frafall i videregående opplæring”. SØF-rapport nr. 08/09.

Falch, T, L-E. Borge, P. Lujala, O.H Nyhus og B. Strøm (2010): ”Årsaker til og konsekvenser av manglende fullføring av videregående opplæring”. SØF-rapport nr 03/10.

Hanushek, E. A (2002): ”Publicy provided education”. Handbook of Public Economics, Volume 4, Chapter 30.

Hanusnek, E. A. (2006): ”School Resources”. Chapter 14. Handbook of the economic of Education, Volume 2.

Hoxby, C.M. (2000): ”the effects of class size on student achievement: New evidence from population variation”, Quaterly Journal of Economics 115(4), 1239-1285.

Hægland, T., O. Raaum , og K.G. Salvanes (2008): ”Pennies from Heaven: Using Exogenous tax variation to identify effects of school resources on pupil achievement”, IZA Discussion Paper no. 3561, Bonn.

I første rekke: forsterket kvalitet i grunnskoleopplæring for alle (2003). Hentet 10.mai 2012 fra http://www.regjeringen.no/nb/dep/kd/dok/nouer/2003/nou-2003-16/14/5.html?id=370735

Krueger, A . (1999): ”Experimental estimates of education production functions”, Quarterly Journal of Economics, CXIV, 497-532.

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.

Norsk samfunnsvitenskaplig database.

NOU 1996:1: Inntektssystemutvalget. Et enklere og mer rettferdig inntektssystem for kommuner og fylkeskommuner. Statens forvaltningstjeneste, Oslo 1995

NOU 2005:18: Fordeling, Forenkling og Forbedring: Inntekter for kommuner og fylkeskommuner. Statens forvaltningstjeneste og Informasjonsforvaltning, Oslo 2005.

Oreopoulos, P. (2007): ”Do dropouts drop out too soon? Wealth, health and happiness from compulsory schooling”. Journal of Public Economics 91, 2213-2229.

Reform 97 dette er grunnskolereformen (1996). Hentet 10 mai 2012, fra http://www.regjeringen.no/nb/dokumentarkiv/regjeringen-brundtland-iii/kuf/veiledninger/1996/reform-97-dette-er-grunnskolereformen.html?id=87403

Reiling, R.B og B. Strøm (2012): ” Educational outcomes and the business cycle”.

Sortingsmelding nr. 44 (2008-2009): Utdanningslinja. Kunnskapsdepartementet, Oslo.

Wooldridge, J M. (2009): ”Introductory Economterics: A Moderen Approach”, Fourth Edition, South-Western, Cebgage Learning.