

Empirisk analyse av relasjonen ulikhet og vekst

Eirik Lamøy



Masteroppgave i samfunnsøkonomi

Økonomisk institutt

Det samfunnsvitenskapelige fakultet

UNIVERSITETET I OSLO

14.10.2013

© Eirik Lamøy

2013

Empirisk analyse av relasjonen ulikhet og vekst

Eirik Lamøy

Trykk: Reprintsentralen, Universitetet i Oslo

Forord

Først og fremst ønsker jeg å benytte anledningen til å takke min veileder under oppgaveskrivingen, Jo Thori Lind. Gjennom arbeidet med oppgaven har vi hatt mange konstruktive og for meg, lærerike møter. Takk for alle tilbakemeldinger og gode råd underveis.

I tillegg må jeg også takke Martha–Christin Larsen og Øyvind Nordvik, for hjelp og støtte under arbeidet.

Masteroppgaven markerer også avslutningen på studietiden, som har vært givende på flere måter. Takk til Eivind, Marcel, Øyvind, Anders og Bjarte for gode minner og en innholdsrik tid i Tromsø.

Eirik Lamøy

Sandefjord, oktober 2013

Sammendrag

Økonomisk ulikhet er et tema som lenge har vært aktuelt, politisk og akademisk. Av politiske grunner blant annet fordi det kan problematiseres hvorfor noen skal ha større andel av rikdommen i et land enn andre. En akademisk grunn som gjør ulikhet i ressursfordelingen aktuell, er muligheten den har til å påvirke direkte økonomiske størrelser. Det er den akademiske vinklingen som er utgangspunktet for oppgaven, og den økonomiske størrelsen som er av interesse er vekst.

Tilnærmingen til denne oppgaven er empirisk. Med utgangspunkt i modellen til Alesina og Rodrik (1994), har jeg sett hvordan korrelasjonen mellom ulikhet og vekst forholder seg med forbedret data. Samtidig har det blitt sett på hvordan relasjonen forholder seg med å fornye vekstrekken. Dette med initialverdier 32 år frem i starttid, fra og med 1992. Starttiden i analysen til Alesina og Rodrik var 1960. Er det slik at samvariasjonen har endret omfang fra studiet i 1994, og er signifikansnivået økt eller redusert? I denne oppgaven finner jeg at korrelasjonen mellom ulikhet og vekst er statistisk signifikant og at denne er negativ. Sammenhengen som analysen viser er svært lik resultatet til Alesina og Rodrik (1994).

Innledningsvis i analysen har jeg forsøkt å gjenskape resultatet og verdiene presentert i 1994 (Alesina og Rodrik, 1994). Dette for å kunne bestemme nøyaktig hvordan størrelsene og variablene er transformert og normalisert, samt å kunne se hvor robust resultatet er for justering og endring i kontrollvariabler. Resultatet lar seg ikke replikere fullt ut i denne analysen og er sårbart for justering av kontrollvariabelen humankapital.

I tillegg til de nevnte aspektene er det flere andre forhold som gjør en empirisk analyse interessant. For det første er en mye brukt forklaring til den negative sammenhengen at korrelasjonen har blitt drevet av grupper av land og regionale egenskaper. Er det slik at kontroll for regioner reduserer signifikansen? Senere i oppgaven viser jeg at regioner reduserer signifikansen, særlig gjelder dette inntektsulikhet.

Et annet forhold er virkningskanalene. En virkningskanal som trekkes frem som viktig for ulikhet er svikt i kredittmarkedet, som fører til redusert investering i skole. Teorien tilsier også at kredittproblemet er mest aktuelt for fattige (Banerjee og Duflo, 2010; Galor, 2012). Jeg har derfor undersøker om ulikhet er mer relevant for fattige enn rike land. Jeg har deretter undersøkt virkningskanalen *svikt i kredittmarkedet* ved å ta for meg hvordan ulikhet forklarer

investering i humankapital. Funnene i analysen tyder på at ulikhet har størst relevans for fattige land og virker igjennom redusert investering i humankapital.

Til sist i analysen har det blitt anvendt metodikken IV-regresjon på relasjonen ulikhet og vekst. En av de største utfordringene ved IV – regresjon er å finne et godt instrument. I den første delen av analysen har jeg derfor sett nærmere på to forslag til instrumenter og sammenlignet disse. Det ene instrumentet er gitt av Alesina og Rodrik (1994), og er en lineær kombinasjon av flere størrelser. Den andre er fra artikkelen til Easterly (2007) og anvender egnethet for sukkerproduksjon i forhold til hveteproduksjon. Etter sammenlikningen har jeg brukt instrumentene og estimatoren *to steps minste kvadrat* og analysert ulikhetenes effekt på vekst. Funnene i oppgaven viser at ulikhet har negativ effekt på vekst og at minste kvadrats metode undervurderer ulikhetens effekt.

For å organisere data har programmet *Microsoft Excel* blitt brukt, mens i gjennomføringen av analysene har programmet *Stata 11.1* blitt benyttet.

Innholdsfortegnelse

1. Introduksjon.....	1
1.1 Oppgavens tilnærming.....	2
1.2 Oppgavens struktur.....	3
2. Ulikhet og vekst.....	4
2.1 Den klassiske forståelse og det neoklassiske paradigmet.....	4
2.2 Det moderne perspektivet på ulikhet og vekst.....	6
2.2.1 Påvirkning via et imperfekt kredittmarked.....	6
2.2.2 Påvirkning gjennom en politisk-økonomisk kanal.....	9
2.2.3 Påvirkning gjennom en sosiopolitisk kanal.....	10
2.3 Faktorutrustingen: Opphav til ulikheter og institusjonelle trekk.....	11
3. Metode, antagelser og kausalitet.....	13
3.1 Å modellere relasjonen ulikhet og vekst.....	13
3.1.1 En stokastisk modell og feilleddet e	15
3.2 Tilfeller som gjør estimatet b feil.....	17
3.2.1 Utelatt variabel feil.....	17
3.2.2 Omvendt kausalitet (simultanitet).....	18
3.2.3 Valg av kontrollvariabler.....	18
3.3 Instrumentvariabel (IV) – regresjon.....	19
3.3.1 Relevans.....	20
3.3.2 Gyldighet (ekskluderingskriteriet).....	20
3.3.3 Instrumentene i oppgaven.....	21
4. Empirisk arbeid på relasjonen ulikhet og vekst.....	21
4.1 Tidlig empirisk arbeid, multivariat regresjon med tverrsnittdata.....	21
4.2 Undersøkelse av virkningskanalene til ulikhet på vekst.....	22
4.2.1 Påvirkning via et imperfekt kredittmarked.....	23
4.2.2 Påvirkning via en politisk-økonomisk kanal.....	25
4.2.3 Påvirkning gjennom en sosiopolitisk kanal.....	26
4.3 Paneldatanalyse.....	25

4.4 Instrumentvariabel (IV) - regresjon, Easterly (2007).....	27
4.5 Empiriske bidrag de siste 5 årene.....	28
5. Data i analysen.....	29
5.1 Økonomisk ulikhet.....	29
5.1.1 Inntektsulikhet	31
5.1.2 Landeiendomsulikhet (Landdistribution).....	32
5.1.3 Datakildene brukt av Alesina og Rodrik.....	33
5.2 Vekstdata.....	33
5.3 Kontrollvariabler	34
5.4 Instrumentvariabler.....	34
6. Analyse.....	36
6.1 Replikasjon av Alesina og Rodriks modell fra 1994.....	37
6.2 Multivariat regresjon av ulikhet og vekst,	40
6.2.1 Ulikhet og vekst, 1970 – 1991.....	41
6.2.2 Ulikhet og vekst, 1992 -2010.....	43
6.3 Kontroll for regionspesifikke egenskaper.....	44
6.4 Fattige land.....	47
6.4.1 Helningsdummyvariabel analyse.....	47
6.4.2 Delt utvalg – Separate regresjoner.....	48
6.5 Ulikhet og investering i humankapital.....	51
6.6 Instrumentvariabel (IV) - regresjon	55
6.6.1 Relevans.....	55
6.6.2 Gyldighet.....	57
6.6.3 IV-regresjon: Ulikhetens effekt på vekst.....	58
7. Avslutning	59
Litteraturliste.....	61
Vedlegg.....	67

1. Introduksjon

Økonomisk ulikhet er et tema som lenge har vært aktuelt, politisk og akademisk. Av politiske grunner blant annet fordi det kan problematiseres hvorfor noen skal ha større andel av rikdommen i et land enn andre. En akademisk grunn som gjør ulikhet i ressursfordelingen aktuell, er muligheten den har til å påvirke direkte økonomiske størrelser. Det er den akademiske vinklingen som er utgangspunktet for oppgaven, og den økonomiske størrelsen som er av interesse er vekst.

Det har vært flere teorier på hvorfor ulikhet i ressursfordelingen påvirker vekst. Den klassiske tilnærmingen fra Keynes (1920) til Kaldor (1957), mente at stor ulikhet og skjevhet i et samfunn, var positivt for økonomisk utvikling. Forklaringen var at marginal sparerate økte med rikdom, som igjen gjorde det fordelaktig å ha noen få som var rike og dermed sparte mer. Fra større ulikhet, fikk man mer sparing og større investering og vekst. Senere ble denne forklaringen avvist av det *neoklassiske* perspektivet, som påstod at det ikke var inntektsfordelingen som avgjorde spareraten (Weil, 2005). Utfallet av paradigmeskifte var at fokuset på årsakssammenheng ble flyttet til vekstens effekt på ulikhet, og gav opphav til Kuznets kjente hypotese: "*The inverse U relationship between inequality and economic development*" (1955).

Siden slutten av 80-tallet har imidlertid det *neoklassiske* perspektivet blitt utfordret. Igjen har det blitt presentert teoretiske årsaksforklaringer på hvordan ulikhet kan påvirke vekst. Det har i tillegg blitt vist med empiriske metoder at inntektsfordeling har en signifikant samvariasjon på vekstprosessen. En bred inndeling av de teoretiske forklaringene kan i hovedsak gjøres mellom kredittmarkedssvikt, en politisk og sosiopolitisk sammenheng.

Et tidlig empirisk studie som viste en sammenheng mellom vekst og ulikhet ble gjort av Murphy, Sheifer og Vishny (1989). Sammenhengen som ble funnet var negativ og ble senere bekreftet av Persson og Tabellini (1991) og Rodrik og Alesina (1994). I Rodrik og Alesinas artikkel "*Distributive Politics and Economic Growth*" (1994) ble en multivariat regresjonsanalyse gjennomført med bruk av tverrsnittdata. Her utgjorde langtidsvækst den avhengige variabel mens initial inntekt og landeieendomsulikhet representerte uavhengige variabler. Samtidig kontrollerte man for humankapital og initial produksjon, som ble regnet som viktig av vekstteori (Barro, 1991). Funnene viste begge uttrykkene for ulikhet som negativ og statistisk signifikante.

De empiriske tilnærmingene har ikke vært like samstemte siden siste halvdel av 90-tallet (Barro, 1999, 2000; Forbes, 2000; Banerjee og Duflo, 2003). Uenigheten dreier seg i hovedsak om ulikhet faktisk forklarer vekst, altså om ulikhet har kausal virkning. Det er særlig to innvendinger som rettes mot tidlig empirisk analyse. For det første pekes det på at utvalget som sammenhengen estimeres over ikke er representativ, og det negative forholdet drives av grupper land (Deininger og Squire, 1998). Den andre innvendingen er rettet til begrensninger i metoden som først ble benyttet og dens mulighet til å vise kausalitet.

En empirisk metodikk som har til hensikt å si mer om den kausale sammenhengen er instrumentvariabel (IV) -regresjon. Et studie som benytter seg av denne teknikken er gitt av Easterly (2007). IV- regresjon har til hensikt å eliminere svakhetene til den multivariate regresjonsmodellen, og estimere en troverdig kausal effekt. Ved bruk av denne alternative metoden, har empiri igjen gitt støtte til den påståtte negative sammenhengen mellom ulikhet og vekst.

1.1 Oppgavens tilnærming

Tilnærmingen til denne oppgaven er empirisk. Med utgangspunkt i modellen til Alesina og Rodrik (1994), ønsker jeg å se hvordan korrelasjonen mellom ulikhet og vekst forholder seg med forbedret data. Samtidig ønsker jeg også å se hvordan relasjonen forholder seg ved å fornye vekstrekken. Dette med initialverdier 32 år frem i starttid, fra og med 1992. Starttiden i analysen til Alesina og Rodrik var 1960. Er det slik at samvariasjonen har endret omfang fra studiet i 1994, og er signifikansnivået økt eller redusert? I denne oppgaven finner jeg at korrelasjonen mellom ulikhet og vekst er statistisk signifikant og negativ. Sammenhengen er også svært lik resultatet vist av Alesina og Rodrik i 1994.

Innledningsvis i analysen vil jeg forsøke å gjenskape resultatet og verdiene presentert i 1994. Dette for å kunne bestemme nøyaktig hvordan størrelsene og variablene er transformert og normalisert, samt å kunne se hvor robust resultatet er for justering og endring i kontrollvariabler. Resultatet lar seg ikke replikere fullt ut i denne analysen og er sårbart for justering av kontrollvariabelen humankapital.

I tillegg til de nevnte aspektene er det flere andre forhold som gjør en empirisk analyse interessant. For det første er en mye brukt forklaring til den negative

sammenhengen at korrelasjonen har blitt drevet av grupper av land og regionale egenskaper. Er det slik at kontroll for regioner reduserer signifikansen? Senere i oppgaven viser jeg at regioner reduserer signifikansen, særlig gjelder dette inntektsulikhet.

Et annet forhold er virkningskanalene. En virkningskanal som trekkes frem som viktig for ulikhet er svikt i kredittmarkedet, som fører til redusert investering i skole. Teorien tilsier også at kredittproblemet er mest aktuelt for fattige (Banerjee og Duflo, 2010; Galor, 2012). Jeg undersøker derfor først om ulikhet er mer relevant for fattige enn rike land. Deretter undersøker jeg kanalen ved å se hvor godt ulikhet forklarer investering i humankapital. Funnene tyder på at ulikhet har størst relevans for fattige land og virker igjennom redusert humankapital.

Til sist i analysen anvendes metodikken IV-regresjon på relasjonen ulikhet og vekst. En av de største utfordringene ved IV – regresjon er å finne et godt instrument. I den første delen av analysen sammenlikner jeg derfor to foreslåtte instrumenter. Det ene instrumentet er gitt av Alesina og Rodrik (1994), og er en lineær kombinasjon av flere størrelser. Den andre er fra artikkelen til Easterly (2007) og anvender egnethet for sukker produksjon i forhold til hveteproduksjon, som instrument. Til sist benyttes instrumentene til å vurdere presisjonen til den multivariate analysen. Analysen viser at Easterlys instrument scorer best, både på relevans og gyldighet. Ved bruk av IV-regresjon finner jeg at multivariat regresjon undervurderer ulikhetens effekt på vekst.

1.2 Oppgavens struktur

I det påfølgende kapitlet starter avsnittet med å diskutere og redegjøre for begrepene ulikhet og vekst, før teori og hypoteser for hvordan størrelsene henger sammen diskuteres. Kapittel 3 er satt av til en forklaring av metodene som benyttes i oppgaven, hvor forutsetninger og svakheter gjennomgås. Kapittel 4 omhandler empirisk arbeid på relasjonen og kapittel 5 presenterer utfordringer og problemstillinger ved innhenting av ulikhetstall. Her vil også kilder som blir benyttet i oppgaven, med hensyn på ulikhet og kontrollstørrelser bli forklart. Selve analysen og diskusjon utføres i kapittel 6, mens det til sist oppsummeres og konkluderes i kapittel 7.

2. Ulikhet og vekst

Økonomisk vekst regnes som endringen i størrelsen på produksjon av goder og tjenester i et land over tid (Weil, 2005). Økonomisk ulikhet refererer til forskjellene i fordeling av de økonomiske godene i en populasjon, som tillater et individ visse materielle valgmuligheter samtidig som dette begrenser et annet individs valgmuligheter (Ray, 1998). Begrepet ulikhet brukes i flere sammenhenger og gir mening både når en snakker om individer i en populasjon, sammenlikning mellom grupper, forskjeller mellom land og sammenlinkning mellom ulikhetsnivåer i land. Økonomisk ulikhet er et komplekst begrep, som er knyttet tett sammen med andre dimensjoner av ulikhet. Disse kan være sosiale, kulturelle og politiske (Frances, Brown og Luca, 2005). Velferd og ulikheter mellom individer kan derfor ikke forstås fra en økonomisk vinkling alene.

Senere i analysen gjøres det en avgrensning til ulikhetsbegrepet til å gjelde økonomisk ulikhet. Analysen vil omhandle ulikhetsnivåer til land og hvordan dette henger sammen med lands vekstrater.

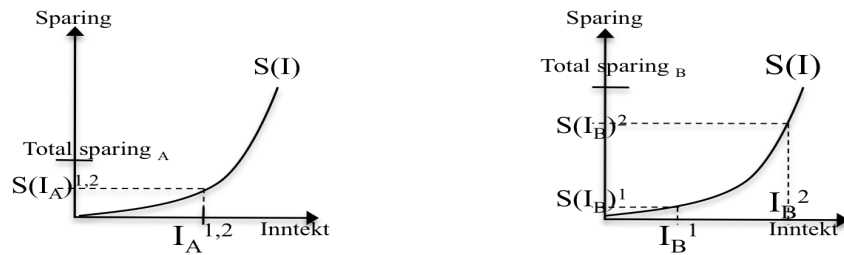
Et sammenfallende spørsmål til hvordan ulikhet og vekst henger sammen er om det er en årsakssammenheng mellom størrelsene. I resten av dette kapittelt vil det derfor presenteres hva som har vært og er forståelsen av årsakssammenhengen mellom vekst og ulikhet.

2.1 Den klassiske forståelse og det neoklassiske paradigmet

Gjeldene forståelse for hvordan ulikhet påvirker vekst, har gjennomgått flere endringer siden de første betraktningene. Som forklart i innledningen er den klassiske tilnærmingen fra Keynes (1920) og Kaldor (1957), at stor ulikhet er bra for økonomisk utvikling. Den kritiske antagelsen for argumentet er at sparepreferansene er konvekse i inntekt og formue. Som en kan se fra figuren under og Jensens ulikhet (Sydsæter, Seierstad og Strøm, 2006), vil kanalisering av ressursene på ett eller få individer alltid gi mer total sparing enn om inntekt fordeles på flere:

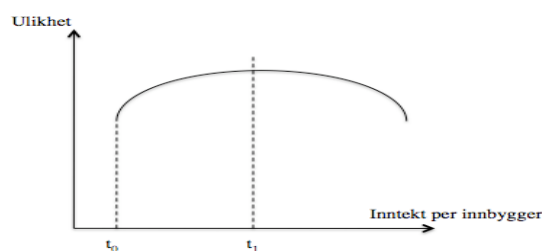
Jensens ulikhet: $S(x)$ er sparefunksjonen, x er inntekt og A er en konstant. Jensens ulikhet (Sydsæter, Seierstad og Strøm, 2006) sier at funksjon S er konveks over den konvekse mengde Q kun og bare dersom følgende gjelder for alle x_1, \dots, x_n i mengde Q og for alle $A_1 > 0, \dots, A_n > 0$ og $A_1 + \dots + A_n = 1$

$$S(A_1 x + \dots + A_n x) \geq A_1 S(x) + \dots + A_n S(x)$$



Figur 2.1 Illustrasjon av utfallet av den totale sparing: Et tenkt tilfelle kan vise hvordan den totale sparingen utarter seg. Anta at man har to land med likt ressursgrunnlag. I land A fordeles godene likt, og den totale sparingen blir S_A ganger to. I land B har man ujevn deling og det ene individet sparer mer (S_B^2), mens det andre individet legger av mindre (S_B^1). Totalt er det tydelig at landet med ujevn fordeling har mer sparing.

Senere skulle den klassiske forståelsen få mindre oppmerksomhet med fremveksten av neoklassisk vekstteori. Forståelsen i neoklassisk vekstteori er at ulikhet ikke har effekt for den totale sparing (gitt et perfekt kreditt marked). Anført av Solows (1956) vekstmodell, hvor produksjon blir forklart med en funksjon med gitte egenskaper, fremkommer et stabilt vekstmønster uten å involvere en fordelingsmekanisme. Konsekvensen av dette ble at fokuset på årsaksretningen til relasjonen ulikhet og vekst ble snudd. Om fordelingen ikke hadde viktig relevans for veksten, måtte i så fall veksten påvirke fordelingen. I ettertid har særlig en hypotese som beskriver denne årsaksretningen fått stor oppmerksomhet, nemlig Kuznets (1955) inverse U-hypotese. Sammenhengen forklares med at i begynnelsen av inntektsveksten øker ulikheten, for senere å falle. Intuisjonen er tenkt som følger: Økt inntekt kommer gjerne fra produksjonsvekst i en gitt sektor, eksempelvis industri (t_0). Etersom det kun er deler av befolkningen som er involvert i denne delen av økonomien, vil inntektsøkningen først tilfalle disse. Sammen med økt total produksjon i landet blir fordelingen mer ujevn. Med tid, vil den økte veksten i industrien skape økt etterspørsel etter andre varer i samfunnet og inntektsveksten blir fordelt også i andre næringer. I figuren utgjør dette fasen etter (t_1).



Figur 2.2 Illustrasjon av Kuznets kurven.

2.2 Det moderne perspektivet på ulikhet og vekst

De siste par tiårene har fokuset på betydningen av ressursfordelingen fått ny oppmerksomhet. Igjen har det blitt lansert teorier som gir ulikhet en sentral rolle i påvirkning av vekstprosessen. I tillegg har et bedre og bredere datagrunnlag gitt støtte til noen av de foreslåtte teoriene. I motsetning til det neoklassiske perspektivet har det moderne perspektivet (Galor, 2012) vist betydningen av heterogenitet. De teoretiske forklaringene i det moderne perspektivet, kan grovt deles i to: Virkning gjennom et imperfekt kredittmarkedet og virkning gjennom en politisk kanal, som også innbefatter sosiopolitiske forhold.

2.2.1 Påvirkning via et imperfekt kredittmarked

En av de nye virkningskanalene som forklarer en årsakssammenheng mellom ulikhet og vekst, er påvirkning ved et imperfekt kredittmarkedet. Kreditt er et sentralt økonomisk virkemiddel. I noen tilfeller for å utjevne konsum, i andre tilfeller for å muliggjøre investeringer. En sentral utfordring til kredittmarkedet og transaksjonen som gjennomføres, er at informasjonen er asymmetrisk mellom aktørene. Asymmetrien består i at utlåner oftest ikke har full oversikt eller kjennskap til sentrale opplysninger, som er kritisk for å avgjøre hvor attraktivt det er å låne ut penger. Konsekvensen kan være at utlåner velger å ikke låne ut, selv om forespørselen og prosjektet som vises til er lønnsom. I litteraturen omtales to typer av informasjonssvikt *Moral Hazard* og *Adverse Selection* (Ray,1998). *Moral Hazard* (Banerjee og Duflo, 2010) er tilfellet som oppstår ved at utlåneren (prinsipal) ikke har mulighet til å overvåke låneren (agent), eller kontrollere agentens atferd. Faren for prinsipal er i tilfelle at agent velger å opptre opportunistisk, enten ved å påta seg høyere risiko enn først avtalt eller ved å unnlate å betale tilbake. *Adverse Selection* er tilfellet når prinsipal ikke klarer å skille mellom potensielle lånere. Dette med tanke på betalingsevne og hensiktene til agent.

Typisk for fattige land er informelle utlånere og svært høye utlånsrenter. Utlånsrenten en registrer er også langt høyere enn sparerenten, om det i det hele tatt er mulig å spare i finansmarkedet (Banerjee og Duflo, 2010; Ray,1998). Det at asymmetrien i større grad er et problem for fattige land, er en av årsakene til argumentasjonen for at ulikhet påvirker veksten i fattige land på en annen måte enn i rike land (Galor, 2012).

En måte å løse asymmetrien i informasjon er å stille pant for lån en opptar. I rike land er dette en vanlig praksis, som gjør at en reduserer informasjonsproblemet og lånetransaksjoner enklere blir gjennomført. Tilsvarende kunne pant ha redusert problemet i fattige land, men i mange tilfeller er ikke dette mulig på grunn av mangelfull pant. Relatert til analysen i kapittel 6 gjør dette forholdet bruk av landeiendomsulikhet, som forklaringsvariabel, særlig aktuell. Landeiendomsulikhet er ofte en eiendel som enkelt kan brukes som pant i lånetransaksjoner, noe som kan forklare at nasjoner med jevnere fordeling av landområder har bedre forutsetning for vekst.

Modellen under viser hvordan asymmetrien og pant påvirker lånesituasjonen, og bestemmer lånerente (Banerjee og Duflo, 2010). I tillegg kan modellen brukes til å illustrere at et mer egalitært samfunn kan ha bedre forutsetninger for vekst:

I modellen er det slik at investor (agent) ønsker å gjøre en investering, som krever beløp k . Fra før har investor avsatt formue w , som er mindre enn investeringen, $k > w$. Det resterende beløpet må derfor lånes (L), ($k - w = L$). $f(k)$ er produksjonsfunksjonen, med egenskapene positiv, men avtagende marginalproduksjon: $f'(k) > 0$ og $f''(k) < 0$. For et eventuelt lån må rente r betales som kostnad.

Etter at lånet er innvilget står agent overfor følgende problemstilling; Respektere avtalen og betale tilbake, eller være opportunistisk og ikke tilbakebetale. Gevinst fra å ikke respektere avtalen er innlysende, kostnadene er at agent ikke får lånt penger igjen og kan tape fremtidig inntjening fra fremtidige prosjekter. Kostnaden ved å ikke betale tilbake uttrykkes ηk . Valget kan dermed formuleres slikt:

Respektere avtale eller ta pengene med en kostnad ηk ?

$$(2.0) \quad f(k) - r(k-w) \quad \text{eller} \quad f(k) - \eta k$$

Prinsipal er klar over problemstillingen til agenten, og må derfor sikre at agent kommer best ut fra å betale tilbake. Dette gjør han med å sikre at ulikheten (2.1) er tilfredsstillt:

$$(2.1) \quad f(k) - r(k-w) > f(k) - \eta k$$

Ekvivalent kan (2.1) skrives slik:

$$(2.1.2) \quad k < \frac{rw}{(r-\eta)}$$

For å se hvordan renten, r , avgjøres må prinsipalens problemstilling også beskrives: Fra utlån og renteinntekter tjener prinsipal penger, men har samtidig en alternativkostnad, ρL . I tillegg må prinsipal hente inn informasjon om agent samt bruke ressurser på å overvåke agentens aktivitet, φ . Dette er ressurser som også kunne ha blitt anvendt alternativt og utgjør derfor alternativkostnader for prinsipal. Profittfunksjonen til prinsipal blir dermed:

$$(2.2) \quad \text{Profitt fra utlån} = r(k-w) - \rho(k-w) - \rho\varphi$$

Fra antagelsen om fri konkurranse og ingen ekstraprofitt, kan (2.2) omskrives:

$$(2.2.1) \quad r(k-w) = \rho(k-w) + \rho\varphi$$

Om man antar kredittbeskrankning, og at agent ønsker å låne maksimalt, som tilsvarer at (2.1.2) utgjør likhet; $k=rw/(r-\eta)$, kan man fra innsetning i komme frem til følgende uttrykk for rente

$$(2.3) \quad r = \eta + \frac{(\rho-\eta)}{1 - \frac{(\rho\varphi)}{\eta w}}$$

En har nå et uttrykk som impliserer to viktige poenger:

- Desto større formue (alt annet likt) agenten besitter, desto lavere blir renten på lånet. Med bruk av grenseuttrykket, (2.3.2), ser man at renten til agent går mot prinsipalens alternativ kostnad ρ .

$$(2.3.2) \quad \lim_{w \rightarrow \infty} r = \eta + \frac{(\rho-\eta)}{1} = \rho$$

- Desto større kostnader det er for prinsipal å undersøke og overvåke (φ) agent, desto høyere kostnad er det for agent å låne. I tillegg blir renten mer sensitiv for endring i φ og η

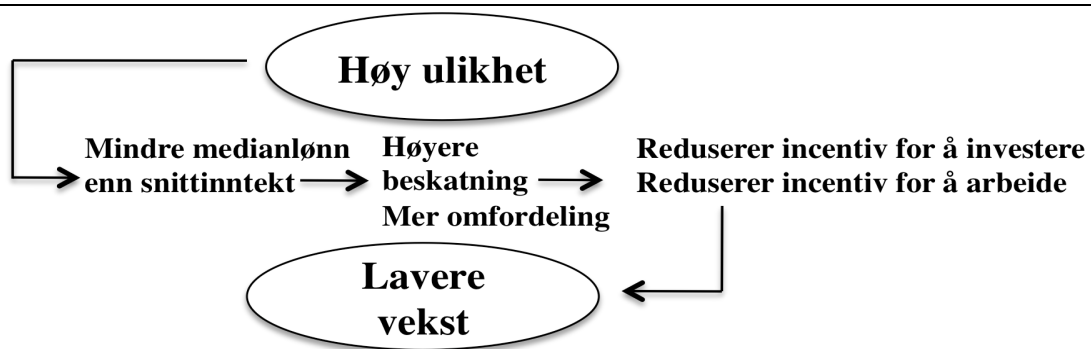
Funksjonen til formue (w) er som pant, hvor virkningen fra økt w reduserer risikoen for prinsipal. Relatert til dilemmaet med fordeling kan modellen belyse et viktige forhold. Dersom det er slik at et land, med store ulikheter, har mange individer som ekskluderes fra kredittmarkedet, kan et stort uforløst potensial i økonomien eksistere. Dette er også i henhold til teori som hevder at virkningen fra et imperfekt kredittmarked hemmer investering i humankapital. En viktig årsak til at investering i humankapital reduseres er fordi dette er en investering som må fordeles brett i

befolkningen, for å maksimere investeringens avkastning (Galor og Moav, 2004; Galor, 2012; Weil, 2005).

Et tidligere studie som påpeker effekt av ulikhet gjennom et imperfekt kredittmarked, er gitt av Galor og Zeira (1988, 1993). Det de knytter kredittsvikten til er manglende mulighet til å ta opp lån, samtidig som det er faste kostnader ved skolegang, kan føre til at færre klarer å erverve seg en utdanning. Et annet bidrag er gitt av Banerjee og Newman (1993), som viser til effekt fra svikt i kreditt markedet og påvirkning via redusert entreprenørskap. Om det er slik at store deler av befolkningen ekskluderes fra muligheten til å ta opp kreditt på grunn av ujevn fordeling, kan en veksthindring være at investering i lønnsomme ideer og prosjekter forhindres. Argumentasjonen til Aghion (1999) er tilsvarende, men i tillegg vektlegges at noen investeringer vil ha avtagende avkastning i formue. Det vil si, i visse tilfeller vil fattige kunne ha større avkastning per krone investert enn rike. En annen side ved ulikhet og hvordan ulikhet påvirker forutsetningene for vekst, er på hvilken måte ulikhet overføres mellom generasjoner og hvordan det forblir vedvarende. Også dette forholdet er sentralt i kredittmarkedskanalen (Galor, 2012; Fernandez og Rogerson, 1996).

2.2.2 Påvirkning gjennom en politiske forklaringen

En annen forklaring på hvordan ressursfordeling kan påvirke vekst er fra en politisk-økonomisk vinkling. Større ulikhet gir et økt press for beskatning, som igjen virker negativt på vekstprosessen fra redusert investering i fysisk- og humankapital. En teoretisk forklaring som bruker denne sammenhengen er gitt av Alesina og Rodrik (1994) og Persson og Tabellini (1994), hvor førstnevnte diskuterer innvirkning på fysisk kapital, mens sistnevnte på humankapital. Den intuitive forklaringen forfatterne benytter er *medianstemmeteoremet* (Meltzer og Ricard, 1981). Teoremet forklarer at samfunn med store ulikheter har en gjennomsnittslønn som er høyere enn medianinntekten. Om en så antar at hvert individ har en politisk stemme, kan påvirke det politiske utfallet likt og at alle ønsker en politikk som gagnar en selv, vil flertallet ønske høyere skatter og mer omfordeling. Skattene reduserer investeringene og i tillegg svekkes insentivet for å arbeide (Lopez, 2004).



Figur 2.3: Illustrasjon av medianstemmeforklaringen: Lavere medianinntekt enn gjennomsnittlønningen fører til høyere beskatning som er skadelig for økonomien.

Problemet med medianstemmeteoremet er at forklaringen har fått manglende støtte empirisk (Perotti, 1996; Bénabou, 1996). Konsekvensen har vært at forskningsfokuset har blitt rettet til andre politiske mekanismer, hvor ulikhet kan ha innvirkning. Blant annet har Bénabou (2000, 2002) trukket frem muligheten for at bedre stilte samfunnsmedlemmer klarer å påvirke politiske beslutninger gjennom lobbyisme. Utfallet av dette kan være at påvirkningen forhindrer implementering av effektiv omfordelingspolitikk, som for eksempel offentlig investering i skole, som reduserer vekst. St. Paul og Verdier (1996) argumenterer for et tilsvarende utfall, og vektlegger at den avgjørende stemmen tenderer til å være rikere enn medianstemmen.

2.2.3 Påvirkning gjennom en sosiopolitisk kanal

En alternativ politisk forklaring på hvordan ulikhet kan påvirke vekst tar utgangspunkt i at ulikhet kan gi grobunn for sosial misnøye. Videre kan misnøyen utarte seg til voldelige konflikter, opprør, politisk maktkupp eller andre uroligheter som skader økonomien. Det kan være forskjellige årsaker til dette. For det første kan loven om eiendomsrett utfordres og gi større usikkerhet ved investeringer. I kombinasjon med at fremtiden blir mer usikker, eksempelvis at det politiske styringsbildet er mer uoversiktlig, vil den risikoaverse investor investere mindre og vekst påvirkes negativt (Alesina og Perotti, 1996). For det andre kan sosial uro ha store direkte kostnader forbundet med seg. Dette kan være kostnader som oppstår under opptøyer, men også alternativkostnader som løper ved at landet bruker ressurser til ikke-produktive aktiviteter.

En beslektet, men annerledes mekanisme på hvordan ulikhet kan være skadelig for økonomien ble gitt av Rodrik (1997). Her forklarer Rodrik at samfunn med store ulikheter vil ha større innslag av forhandling i politiske disponeringer. Dette kan være vedrørende fordeling av ressurser eller avgjørelsen om hvem som skal ta byrden ved statlige utlegg. Større innslag av forhandling gjør at samfunnet blir mindre effektivt i sine disponeringer og mindre handlekraftig. Som eksempel trekker Rodrik frem Øst-Asia. Land her karakteriseres med mindre ulikheter og muligens er dette årsaken til at disse klarte å håndtere gjeldskrisen bedre på 80-tallet. Motsetningen var Latin-Amerika, som har store ulikheter og tok store skader fra krisen.

2.3 Faktorutrustningen: opphav til ulikheter og institusjonelle trekk

Institusjonelle forhold har de siste årene fått stor oppmerksomhet i økonomifaget og i forklaring av vekstprosessen (Acemoglu, Robinson, 2001; Van der Ploeg, 2011; Engerman og Sokoloff, 1997, 2000). I tillegg til nevnte eiendomsrett er andre eksempler på institusjonelle dimensjoner korrupsjon, struktur av finansiell sektor, politisk styringssett og hvilke insentiver entreprenøren møter for å arbeide hardt (Torvik, Moene, Mehlum, 2006). Anerkjennelsen av at institusjonen spiller en sentral rolle gir det neste spørsmålet: Hvordan oppstår og utvikles gode institusjoner? Et bidrag som forklarer en slik sammenheng ble gitt av Engerman og Sokoloff (2000). Når europeerne koloniserte Amerika og andre kontinenter, som var tynt befolket eller hadde liten mulighet til å forsvare seg mot de militært overlegende kolonistene, var målet å tilegne seg ressurser og rikdom. Landene som ble kolonisert var forskjellige, med tanke på jordsmonn, naturressurser, klima og hvor stor grad det var befolket. Denne faktorutrustningen (factor endowments) som kolonistene møtte gav så føringer for hvilket styresett som ble valgt og på hvilken måte utvinningen skulle foregå. I Britiske vest-India var jordsmonnet frodig og klimaet gunstig for å dyrke kaffe, og sukker. Dette sammen med høy marginal produksjonstilførsel fra arbeidskraft, et internasjonalt slavemarked og stordriftfordeler i produksjonen av nevnte goder, gav opphavet til plantasjer. De gode forholdene for jordbruk gjorde at Vest-India og andre deler av Sør-Amerika ble svært rike, med høy produksjon per innbygger (selv med slavene inkludert). Samtidig gjorde den store innførselen av slaver at en fikk ekstreme ulikheter mellom en europeisk elite og urbefolkningen, samt slavene. Ulikhetene gikk ikke bare ut på rikdom og humankapital. I tillegg var den politiske makten sentrert

hos eliten. Med full bestemmelsesrett kunne eliten implementere lover, regler og praksis som sikret at deres egen posisjon ble beskyttet og vedvarende. På denne måten opprettholdt eliten ulikhetene over tid.

En annen kategori av land, lokalisert i nord, var ikke utrustet med et rikt jordsmonn, eller et fordelaktig klima for plantasjer. Befolkningen som kolonistene møtte her, var også bosatt mer sprett og vanskelige å trellbinde (Acemoglu og Robinson, 2012). For å overleve og kolonisere disse områdene ble kolonistene avhengige av arbeidskraft fra Europa, med en lik kulturell bakgrunn som dem selv og et likt nivå av humankapital. Utfallet ble at kolonistene som slo seg ned i dagens USA og Canada var en homogen gruppe. I kombinasjon med at forholdene heller la til rette for små gårdsbruk og produksjon av hvete og høy, ble deres bosetninger også like med tanke på inntekt og formue. Den politiske maktfordelingen ble dermed fordelt forholdsvis jevnt. Institusjonene som utviklet seg var av en slik karakter at de stimulerte til produksjon og innsats. Senere la de institusjonelle trekkene til rette for at teknologisprang og nytenkninger som oppstod, lettere kunne utnyttes og implementeres i samfunnet. Et eksempel er den industrielle revolusjonen, som gav et stort løft i produksjon i Nord-Amerika og gjorde USA og Canada langt rikere enn landene i Sør-Amerika.

Teorien over gitt av Sokoloff og Engerman presenterer en kobling mellom ulikhet og produksjon og hvorfor land med stor ulikhet presterer dårligere økonomisk. Inspirert av hypotesen konstruerer Easterly (2007) et instrument hvor han forsøker å analysere en kausal effekt fra ulikhet på vekst. Instrumentet som Easterly konstruerer, som tidligere nevnt, er egnetheten for sukkerproduksjon i forhold til hveteproduksjon hos land. Resultatet, som jeg skal komme tilbake til, viste en signifikant negativ effekt fra ulikhet på vekst. Relatert til oppgavens egen analyse, forfølges hypotesen gitt av Engerman og Sokoloff samt instrumentet til Easterly ved en egen IV-regresjon. Hensikten her er å undersøke presisjonen til den multivariate analysen og si noe mer om kausalitet.

Kapittel 3. Metode, antagelser og kausalitet

I dette kapittelet skal jeg presentere metodene som benyttes i oppgaven. Metoden jeg først skal beskrive er multivariat regresjon og dens antagelser. Jeg trekker også inn hvordan antagelsene stemmer overens med data i analysedelen. Det kan være tilfeller som gjør at multivariat regresjonsestimat blir feil. En metode som har til hensikt å justere for disse, er instrumentvariabel (IV) – regresjon. Denne metoden blir derfor benyttet i oppgaven og presenteres til sist i dette kapittelet.

3.1 Å modellere relasjonen ulikhet og vekst

For å avdekke hvordan en generell sammenheng mellom lands ulikhetsnivå og vekst er, har den tradisjonelle tilnærmingen vært å utforme en multivariat regresjonsmodell og bruk av tverrsnittdata. I modellen er avhengig variabel gjennomsnittlig årlig vekst, med initial ulikhet som forklaringsvariabel. Samtidig inkluderes størrelser vesentlig for vekst som kontrollvariabler (Barro, 1991). Likning 3.1 under illustrerer det tradisjonelle modelloppsettet. Vektor X utgjør nevnte kontrollvariabler, mens vekst og initial ulikhet representerer avhengig og uavhengige variabler. Leddet e er det stokastiske feilleddet.

$$(3.1) \quad Vekst_{it} = a + b \text{Initial_Ulikhet}_{it} + dX_{it} + e_{it}$$

Størrelsen som er av interesse i denne empiriske undersøkelsen er koeffisient b . I regresjonsmodellen skal denne angi den betingede korrelasjon mellom ulikhetsnivå og vekst. Koeffisienten b skal altså angi den gjennomsnittlige endringen i vekst når ulikhetsnivået endres med en enhet, samtidig som andre størrelser som inkluderes i systemet holdes konstant (Hill, Griffiths og Lim, 2008). At andre størrelser holdes konstant er det som illegges betydningen av å kontrollere.

Grunnen til man velger initiale størrelser for ulikhet er fordi systemet kan være i besittelse av omvendt kausalitet. Det vil si at samtidig som ulikhet forklarer vekst, kan vekst påvirke ulikhet og gjør at kausaliteten går begge veier. Problemet som kan oppstå dersom det eksisterer en omvendt kausalitet og man bruker gjennomsnittlig ulikhet over flere år, vil være at ulikhet som forklaringsvariabel vil variere systematisk med feilleddet e . Konsekvensen er at tradisjonell estimering gir et feil resultat. Bruk av initiale ulikhetsnivå er tenkt som en løsning på problemet.

For å måle initial ulikhet stilles to sentrale spørsmål: Ulikhet i hva? På hvilken måte skal en måle denne ulikheten? Som tilnærmede størrelser for økonomisk ulikhet brukes inntektsfordeling og formue. Det er vanlig at begge disse komponentene inngår i empiriske undersøkelser, selv om det er særlig mange problemstillinger knyttet til formuefordeling. Disse dreier seg om måling og sammenlikning. Utfallet er at det er lite data som tar for seg formuesfordeling. Til motsetning er det mer data som tar for seg inntektsulikhet, noe som gjør at denne delen oftere brukes empirisk. Det er flere mål for ulikhet. Et av de vanligste er Ginikoeffisienten, som blir benyttet i denne oppgaven. Ginikoeffisienten er en størrelse som har en verdi mellom 0 og 1, hvor 0 utgjør perfekt likhet, og økende verdi indikerer økt ulikhet. I datasettet brukt over vekstrekken 1970-1991, er gjennomsnittsverdien på inntektsgini 0.38, med et standardavvik på 0.12. Problemstillinger tilknyttet innhenting og måling av ulikhet omtales nærmere i kapittel 5.

Grunnen til at man inkluderer kontrollvariabler er fordi estimering av koeffisient b i likning 3.1, blir feil om relevante forklaringsvariabler for vekst utelates. Kravet til disse er at de må være relevante for vekst samtidig som de ikke er virkningskanal for ulikhet (Ray, 1998). En størrelse som går igjen i alle analysene er initial produksjon. Bakgrunnen for at denne størrelsen har sitt opphav i teori om konvergens (Solow, 1956). Konvergensprinsippet baserer seg på Solows modell som sier at alle land vil konvergere til samme nivå av kapital per arbeider (steady state) og vekst. Dette tilsier at land med et lavt nivå av initialt produksjon vil vokse hurtigere enn land med et høyt. Empiriske undersøkelser har videre gitt to tilleggsbegreper. Det første er ubetinget konvergens, som er antagelsen om at alle eksogene parameter i Solows modell, er like for alle land. Dette er størrelser som befolkningsendring, sparingsrate, teknologifremskritt og depresieringsrate. Det som ikke antas likt er initial produksjonsnivå (Ray, 1998). På grunn av manglende samsvar mellom teori og empiri, begynte man senere å se hvordan konvergensprinsippet forholdt seg uten å anta like eksogene parameter (Baumol, 1986; De Long, 1988; Barro, 1991). Til forskjell var data nå i større samsvar med teori (Mankiw, Romer og Weil, 1992).

En annen størrelse som har vært brukt som kontrollvariabel er humankapital. Det er ikke selvsagt å ha denne størrelsen som kontroll, siden det er en teori som hevder at ulikhet virker nettopp gjennom investering i humankapital. Jeg skal senere komme inn på hvordan valg av kontrollvariabel kan påvirke resultatet.

3.1.1 En stokastisk modell og feilledet e

Modellen, uttrykt med likning 3.1, er en stokastisk modell som skal beskrive en økonomisk sammenheng. I utgangspunktet er den avhengige variabelen en stokastisk størrelse, og ved bruk av ikke-eksperimentelle data kan også forklaringsvariablene ha en naturlig stokastisk tolkning. For at modellen skal være så presis som mulig, illegges det derfor antagelser og krav til de stokastiske egenskapene. Antagelsene kan uttrykkes med den avhengige variabelen vekst, men av statistiske hensyn er det likevel nyttig å formulere disse med feilledet e (Hill, Griffiths og Lim, 2008). Essensen med regresjonsmodellen er at observasjonene av vekst kan deles i to komponenter. Den ene som en systematisk komponent, mens den andre som en stokastisk. Den systematiske komponenten til vekstobservasjonene er gjennomsnittet, $E(\text{vekst}|\text{ulikhet}, X=x) = a + b\text{Ulikhet} + cx$. Dette uttrykket er ikke en stokastisk størrelse, men den matematiske forventningsverdien til vekst, bestemt av forklaringsvariabelen ulikhet og kontrollvariablene. Den stokastiske komponenten er differansen mellom observasjonene og forventningsverdien. 3.2 viser den stokastiske delen:

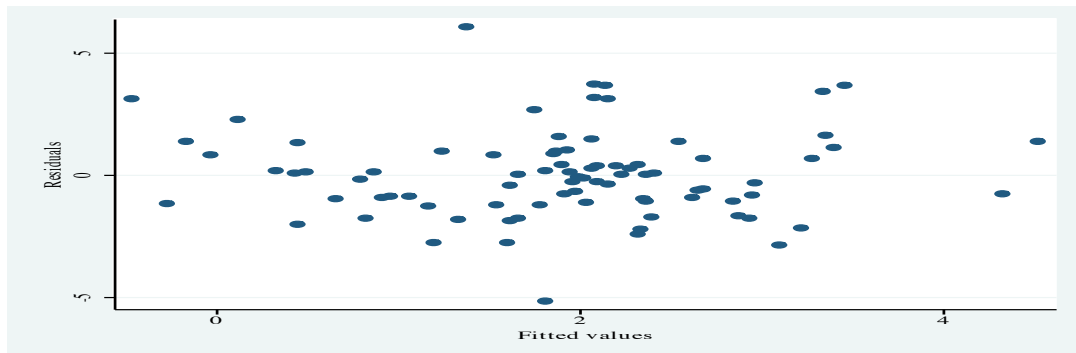
$$(3.2) \quad e_i = \text{Vekst}_{it} - E(\text{Vekst}_{it} | \text{ulikhet}_{it}, X_{it}=x) = \text{vekst}_{it} - (a + b\text{Initial_Ulikhet}_{it} + dX_{it})$$

Tolkningen av feilledet e er at e inneholder alle forhold som bestemmer vekst, som modellen ikke forklarer (den systematiske komponenten). For at vanlig multivariat regresjon skal estimere riktig sammenheng mellom ulikhet og vekst, er det nødvendig at feilledet e og datasettet tilfredsstillende visse stokastiske antagelser:

- Forventningsverdien til feilledet skal være null: $E(e_i | \text{Ulikhet}_i, X_i=x) = 0$
- Feilleddene skal ha lik varians, $\text{var}(e_i | \text{Ulikhet}_i, X_i=x_i) = \sigma^2$
- Feilleddet skal ikke være korrelerte seg i mellom, $\text{cov}(e_i, e_j | \text{Ulikhet}_i, X_i=x) = 0$

For likning 3.1 kan det være mulig at variansen varierer med feilledet. Det kan for eksempel være at variasjonen til feilledet øker med ulikhetsnivået, eller størrelsen på land. Om dette er tilfellet er antagelsen om lik varians brutt, og en sier at feilledet er hetrosedastisk. Konsekvensen av hetrosedastiske feilledd, samt bruk av multivariat regresjon og estimator minste kvadrats metode (OLS) er at t-test og F-test ikke blir korrekte. Testene som brukes til å si noe om hvor statistisk sterk sammenhengen estimert av modellen er, kan dermed ikke brukes. Estimert b , fra likning 3.1, vil fortsatt være konsistent og forventningsrett (Hill, Griffiths og Lim, 2008).

For regresjonen over vekstrekken 1970-1991 og inntektsgini som forklaringsvariabel (regresjon 2A i avsnitt 6.2.1), kan man i figur 3.1 se et spredningsplott over residualene mot predikerte verdier. Siden man ikke kan se et systematisk mønster, taler det for at heterosedastiske ikke er et stort problem. Jeg går derfor ut ifra at antagelsen om konstant varians holder, og t- og F-test kan brukes til å vurdere statistisk styrke i analysedelen¹.



Figur 3.1 Spredningsplott, residualene mot predikerte verdier

Korrelasjon mellom feilleddene er oftest et problem for tidsseriedata, men kan i noen tilfeller forekomme i tverrsnittdata. For datasettet brukt i oppgaven kan det være slik at grupper av land innen utvalget kan dele visse karakteristikk som skaper samvariasjon seg i mellom, og gjør at feilleddene blir korrelerte. For eksempel er det slik at asiatiske land kan være en annen gruppe enn latin- Amerika. Problemet kalles clustering av feilledd, og kan gi feil i utregningen av verdiene i t- og F-test. Problemet med clustering blir i liten grad undersøkt, men analysedelen ser nærmere på hvordan regioner påvirker sammenhengen mellom ulikhet og vekst.

Det er også nødvendig at ingen av høyresidevariablene er perfekt korrelert. Det vil si at forklaringsvariablene ikke kan ha en korrelasjon på -1 eller 1, seg i mellom. Sammenhengen mellom ulikhet og vekst, estimat b i likning 3.1, vil i så fall ikke være mulig å estimere. Et problem som er relatert til korrelasjon er dersom en har høy, men ikke perfekt korrelasjon. Problemet som oppstår her er at det kan være vanskelig å bestemme hvilken individuell sammenheng de enkelte forklaringsvariablene har til vekst, samtidig som den felles forklaringsstyrken er sterk. En mulig relevans til oppgavens analyse kan være når både landeiendomsgini og inntektsgini brukes som forklaringsvariabler.

¹ Tilsvarende spredningsplott ble utført for de andre regresjonsmodellene i analysen. Jeg gjennomførte også enkelte statistiske tester for heterosedastitet. I noen få av modellsettene tilsa testene at en ikke kunne avvise problemet. Men, ved bruk av robuste standardavvik forble analysetolkningene de samme. Analysedelen er derfor fremstilt med vanlige t-verdier.

	IGINI70	LN_GDP70	ENROLM70	Landeieendomsgini70
IGINI70	1			
LN_GDP70	-0.558	1.00		
ENROLM70	-0.15	0.54	1.00	
Landeieendomsgini70	0.11	0.14	0.10	1.00

Tabell 3.1 Korrelasjonsmatrise, forklaringsvariabler og kontrollstørrelser, regresjon 1970-1991.

3.2 Tilfeller som gjør at estimat b er misvisende.

Ofte er det slik at kravene omtalt i avsnittet over, ikke oppfylles og man må ta forhåndsregler. Visse misforhold, som hetrosedastitet og clustering, kan enkelt justeres for og man kan få frem et riktig estimat av sammenhengen mellom ulikhet og vekst. Andre tilfeller gir større innvirkninger og er ikke enkel å justere for. Jeg skal under diskutere tre tilfeller som er aktuelle for oppgavens analyse og som gjør at estimat b , i likning 3.1, blir feil. To av tilfellene gjør at forventingsverdien til feilddet ikke blir null, og forklaringsvariabelen er korrelert med feilledet. Det tredje handler om valg av kontrollvariabel og dets effekt på en kausal tolkning av estimat b .

3.2.1 Utelatt variabel feil

Det første tilfellet som kan forårsake feil, er om en har utelatt en variabel som både er korrelert med ulikhet og vekst. Om en slik størrelse ikke er med eksplisitt, som høyreside variabel, vil denne informasjonen befinne seg i feilledet og skape korrelasjon mellom feilledet og ulikhet (Hill, Griffiths og Lim, 2008). Effekten fra korrelasjonen, $cov(ulikhet, e) \neq 0$, er at b blir feil (forventningsskjev og inkonsistent). Siden man ikke har identifisert den vesentlige variabelen som utelates, vet man heller ikke hvilken retning koeffisient b er misvisende. I tabell 6.2 i analysekapittelet har jeg for illustrasjonens skyld utelatt kontrollstørrelsene. Som en kan se fra kolonne IRR_1, får GINI70 en mindre negativ effekt på vekst, sammenliknet med systemet hvor kontrollstørrelsene er inkludert (kolonne 3A). Tilsvarende kan det tenkes at andre vesentlige kontrollstørrelser ikke er tatt med i analysen. For eksempel, i studiet gjort av Deininger og Squire (1998) er størrelsene ”black market premium” og ”investment” inkludert. Andre aktuelle størrelser som har fått stor oppmerksomhet i vekstlitteraturen de siste årene er korrupsjon (Olken og Pande, 2011) og institusjonelle forhold (Acemoglu og Robinson, 2001, 2012; Mehlum, Moene og Torvik, 2006).

3.2.3 Omvendt kausalitet (simultanitet)

Den andre grunnen som kan gjøre estimatet b fra likning 3.1 feil, er simultanitet. Tilsvarende som problemet med utelatt variabel, forårsaker omvendt kausalitet at feilledet blir korrelert med forklaringsvariabelen. Utfallet, ved bruk av tradisjonell multivariat regresjon og estimator OLS, blir et forventningsskjevt og inkonsistent estimat. Det er ikke utenkelig at kausaliteten mellom ulikhet og vekst kan være toveis. Som omtalt i kapittel 2, er det teorier som hevder årsaksretning fra vekst til ulikhet (Kutznets, 1955; Kaldor, 1957), og fra ulikhet til vekst (Keynes, 1920; Alesina og Rodrik, 1994; Galor og Zeira, 1989,1993; Galor, 2012)

3.2.3 Valg av kontrollvariabler

Den tredje grunnen til at man må være varsom i tolkningen av estimat b , er relatert til valg av kontrollvariabler. Dersom en kontrollvariabel påvirkes av ulikhet kan det hende at man ”kontrollerer bort” deler av en kausal effekt ulikhet har på vekst (Angrist og Pischke, 2009; Kotsdam, Finseraas, 2013). I likning 3.1 kontrolleres det for humankapital, som man fra vekstlitteraturen regner som vesentlig for produksjon (Barro, 1991). Samtidig hevder teorien at effekten fra ulikhet og et imperfekt kredittmarked påvirker investering i humankapital (Galor, 2012; Moav, 2004). Angrist og Pischke (2009) navngir disse typene av kontrollvariabler som ”*bad controls*” og forklarer videre at disse like gjerne kunne ha vært en avhengig variabel i studiet. For å illustrerer problemet kan en ta utgangspunkt i likning 3.3, som er lik likning 3.1, men forenklet med at vektor X kun inneholder humankapital. Det som er av interesse er effekten fra ulikhet på vekst, koeffisient b .

$$(3.3) \quad Vekst_{it} = a + b \text{ Initial_Ulikhet}_{it} + d \text{ humankapital}_{it} + e_{it}$$

Samtidig er det slik at også humankapital påvirkes av ulikhet. I følge teorien vil økt ulikhet gi lavere nivå av humankapital. I likning 3.4 vil det bety at koeffisient B er negativ.

$$(3.4) \quad \text{Humankapital} = c + B \text{ Inital_ulikhet}$$

Dersom man i likning 3.2 kontrollerer for humankapital, og ønsker å finne sammenhengen mellom ulikhet og vekst, vil tolkningen fra endret ulikhet i likningen være koeffisient b . Problemet er at dersom humankapital også påvirkes av ulikhet, vil

koeffisient b ikke representere hele effekten. Hele effekten vil være som likning 3.5 viser, både b og dB (bruk av derivasjon):

$$(3.5) \quad \frac{d \text{vekst}_i}{d \text{Inital_Ulikhet}_i} = b + d \frac{d \text{humankapital}_i}{d \text{Inital_Ulikhet}_i} = b + dB$$

Som en ser vil en behandling av humankapital som kontrollstørrelse ikke gi den totale effekten fra endret ulikhet. Effekten vil være for lite negativt (om d positivt og B negativt).

3.3 Instrumentvariabel (IV) regresjon

Konsekvensen av at sentrale forklaringsvariabler for vekst utelates og endogenitet, er korrelasjon mellom feilledet og forklaringsvariablene. En metode som har til hensikt å justere for dette er IV-regresjon. IV-regresjon er en metode som baserer seg på at man bruker en størrelse Z (instrumentet) på en slik måte at korrelasjonen forsvinner. For å kunne bruke et slikt instrument må Z oppfylle to krav. For det første må Z være sterkt korrelert med ulikhet. For det andre kan ikke Z påvirke vekst via andre kanaler enn ulikhet. Dersom man har en slik størrelse kan man fjerne korrelasjonen mellom forklaringsvariabelen og feilledet, og få et riktig estimat på ulikhetens effekt på vekst. En vanlig estimator er 2 stegs minste kvadrat (2SLS; Biørn, 2006). 2SLS er en metode som kan tolkes som en tostegs regresjon. Her vil første steg være regresjon av ulikhet som avhengig variabel og Z som forklaringsvariabel. I neste steg bruker man så predikerte verdier for ulikhet fra steg 1, i stedet for observasjonsverdiene for ulikhet. Deretter estimeres regresjonslikningen som man i utgangspunktet ønsker å finne. For oppgaven tilsvarende dette likning 3.1. Tabell 3.3 illustrerer forklaringen over:

Steg 1: Regresjon med Ulikhet som avhengig og Z som forklaringsvariabel. Feilledet (f) oppfyller de vanlige antagelsene: $E(f) = 0$, $cov(f_i, Z_i) = 0$ og $var(f_i) = \sigma^2$.

$$(3.4) \quad \text{Ulikhet}_{it} = \alpha + \gamma Z_i + f_i$$

Steg 2: Forklaringsvariabelen Ulikhet byttes med predikerte verdier fra Steg 1. Modellikningen er ellers lik likning 3.1.

$$(3.5) \quad \text{Vekst}_{it} = a + b \text{Pred_Ulikhet} + dX_i + e_i$$

Tabell 3.3: Illustrasjon av den to stegs regresjons prosedyren.

Ved å benytte seg av predikerte verdier, i stedet for det direkte målet på ulikhet, sitter man igjen med en variasjon i ulikhet som kun er fra Z . Variasjonene som skaper endogenitet, og som gjør at feilledet er korrelert, isoleres bort.

3.3.1 Relevans

For at et instrument skal være relevant må det være korrelert med ulikhet (relevanskriteriet). Dersom man bruker 2SLS vil relevansen testes i første steg. Et tilfelle som kan skape problemer er dersom instrumentet er signifikant, men forklarer lite av variasjonen til ulikhet. Et slikt tilfelle har betegnelsen *svake instrumenter* og kan gjøre at variansen i regresjonens 2. steg blir forringet (Murry, 2006). En tommelfingerregel for hvor sterk forklaringsstyrke instrumentet skal ha, er at F-verdien fra prosedyrens første steg bør overstige 10 (Staiger og Stock, 1997).

3.3.2 Gyldighet (ekskluderingskriteriet)

Ekskluderingskriteriet referer til at instrumentet ikke påvirker vekst gjennom andre kanaler enn ulikhet og at instrumentet ikke er korrelert med feilledet e . Som regel er dette kriteriet vanskelig å bekrefte. Grunnen er at kriteriet ikke har en formell test som bekrefter at bruken er uproblematisk. I stedet må en rettferdiggjøre bruken med indisier og argumentasjon. Et mulig statistisk hjelpemiddel er en overidentifikasjonstest. Denne testen utføres ved at en først gjennomfører IV-regresjonen og predikerer residualene fra prosedyrens andre steg. Dersom instrumentene har forklaringsstyrke i en regresjon for de predikerte residualene, vil misstanken om at instrumentene er korrelert med feilledet underbygges. Problemet er at en slik test har begrensninger. For det første må man ha flere instrumenter enn problemfylte endogene variabler. For det andre kan en alternativ tolkning av korrelasjon være at instrumentene egentlig skal ha vært forklaringsvariabler for vekst (Bårdsen og Nymoen, 2011). For det tredje vil testen kun være gyldig gitt at de andre instrumentene er gyldige. To ugyldige instrumenter vil altså kunne gi et feilaktig gyldig resultat (Bårdsen og Nymoen, 2011). En overidentifikasjonstest blir derfor kun regnet som en delvis tilfredsstillende undersøkelse av gyldighetskriteriet.

3.3.3 Instrumentene i oppgaven

I oppgavens analyse undersøkes to brukte instrumenter. Det første forslaget baserer seg på Alesina og Rodriks analyse fra 1994, mens det andre benytter et instrumentet brukt av Easterly (2007). For analysen i 1994 var instrumentet en lineær kombinasjon av flere variabler. Variablene var *raten av analfabetisme (1960)*, *dødelighetsraten til spedbarn (1965)*, *innskrivningsraten til sekundærskole (1960)*, *fertilitet* og en dummy-variabel for *regionen Afrika*. Resultatet fra Alesina og Rodriks (1994) analyse estimator OLS undervurderte ulikhetens negative effekt. Svakheten med analysen fra 1994 er at instrumentets relevans og gyldighet ikke diskuteres. For studiet til Easterly viste også IV-regresjonen en større negativ effekt fra ulikhet på vekst, enn vanlig OLS. Instrumentet er også vel argumentert og testet for. Easterlys argumentasjon diskuteres i kapittel 4.4. I oppgavens analysedel blir relevanskriteriet testet ved første steg regresjon. Gyldighet undersøkes ved en overidentifikasjonstest.

4. Empirisk arbeid på relasjonen ulikhet og vekst

I teori er det påstått at ulikhet både kan ha en positiv og en negativ virkning på vekst. Hva empirien viser, er derfor særlig interessant. I påfølgende kapittel blir empirisk analyse på relasjonen ulikhet og vekst gjennomgått. Hensikten er å gi en oversikt over hvilke undersøkelser som har blitt gjort og hvilke resultat studiene viser. Undersøkelser av virkningskanalene, foreslått av teori, blir også gjennomgått.

4.1 Tidlig empirisk arbeid, multivariat regresjon med tverrsnittdata

Av de første formelle empiriske undersøkelsene, på relasjonen mellom ulikhet og vekst, var multivariat regresjonsanalyse med bruk av tverrsnittdata (Bénabou, 1996; Galor, 2012). Blant de første av disse var Alesina og Rodriks redusert-form² regresjon. I en oversiktsartikkel utgitt av Bénabou (1996) listes det hele 23 empiriske studier på dette tidspunktet. Disse inneholdt redusert-form tilnærmingen, studier av virkningskanalene til ulikhet på vekst og modeller, som tester en ikke-lineær

² Bénabou bruker betegnelsen redusert form (RF) på likningen hvor ulikhet er forklaringsvariabelen. Tilsvarende bruker jeg samme betegnelsen i kapittel 4. For IV-regresjonsdelen kan det imidlertid tenkes at det er mer naturlig å betegne denne delen av systemet som strukturell form (SF), siden ulikhet regnes som endogen forklaringsvariabel. Jeg unngår derfor å bruke betegnelsene RF og SF under IV-regresjonsanalysen.

sammenheng. Av redusert-form undersøkelsene, var modellene gjennomgående slik forklart i kapittel 3: Vekst som avhengig variabel, ulikhet som forklaringsvariabel og initial produksjon, humankapital og muligens regionalspesifikke effekter som kontroll. Funnene disse viste var at initial produksjon hadde signifikant negativ effekt, mens humankapital gav positivt påvirkning. For bidraget til ulikhet var studiene samstemte: ulikhet viste en signifikant negativ og hemmende effekt på vekst (Bénabou, 1996). Bidrag som inngår i redusert-form kategorien er Persson og Tabellini (1994), Alesina og Rodrik (1994) Perotti (1992,1994,1996), Keffer og Knack (1995) og senere Deininger og Squire (1998). Den totale effekten studiene viser til er en vekstreduksjon på 0.5% - 0.8%, fra et standard avvik økt ulikhet. For utvalget brukt i replikasjonen, i oppgavens analyse, er dette fra 26% - 40% av ett standardavvik (1.92) til vekstobservasjonene.

Samtidig som funn fra redusert-form analysene viste en støtte for en negativ sammenheng, var det samtidig visse forhold som gav tvil. For det første mistet flere av undersøkelsene statistisk styrke når en kontrollerte for regionalspesifikke effekter (Bénabou, 1996). Dette viste også Deininger og Squire (1998) senere³. For det andre var datagrunnlaget for de første studiene begrenset. Begrensningene lå i antall observasjoner og tidsdekningen. Kvaliteten til mye av tallmaterialet har i ettertid også blitt betegnet som dårlig (Deininger og Squire, 1996, 1998; Perotti, 1996). Data og dets kvalitet diskuteres nærmere i kapittel 5.

4.2 Undersøkelse av ulikhetens virkningskanaler på vekst

I de empiriske analysene har eksplisitte undersøkelser av virkningskanalene til ulikhet på vekst også vært sentrale. Av de kanalene som får en klar støtte er den sosiopolitiske kanalen. Delvis støtte får også påvirkningen via et imperfekt kredittmarked (Perotti, 1996). Grunnen til at kun delvis støtte blir gitt, bemerkes med at virkningskanalen var vanskelig å undersøke med eksisterende data. Av kanalene som får mindre empirisk støtte er effekt via finanspolitikk og stemmemekanismen (Perotti, 1996; Deininger og Squire, 1998). Et studie som senere støtter virkning via et imperfekt kredittmarked er Easterly (2007), ved bruk av instrumentregresjon. Oppgaven kommer tilbake til studiet av Easterly i slutten av kapittelet.

³ Til sistnevnte beholdt landeiendomsfordelingen sin signifikans (95%) etter introduksjon av regional spesifikke effekter.

4.2.1 Påvirkning via et imperfekt kredittmarked

For å undersøke ulikhetens effekt på vekst via et imperfekt kredittmarked, benyttet Perotti (1996) et mål for hvor godt kredittmarkedet fungerer: *Lån – til – verdi*-raten for huspant (konstruert av Jappelli og Pagano, 1994). Hensikten med dette var å koble et mål for hvor godt kredittmarkedet fungerte til ulikhet. Resultatet viste en signifikant sammenheng og impliserte at jo mer tilgjengelig kreditt, desto mer positivt var det for investeringen i humankapital (Perotti, 1996). Likevel var resultatet med et forbehold: Datagrunnlaget var tynt, kun 20 land, og de fleste av dem rike land. Teorien hevder at virkningskanalen er mest relevant for fattige land. Et alternativt mål, *kreditt til BNP*, ble også brukt. Her var resultatet ikke-konkluderende (Barro, 1996). En analyse som finner støtte for kredittmarkedskanalen på en indirekte måte, ble gitt av Deininger og Squire (1998). Fremgangsmåten var først å dele utvalget i rike og fattige land og samtidig inkludere landeieendomsfordeling som forklaringsvariabel. Funnet var at sammenhengen var sterkere for fattige land. I tillegg mente de at den klare sammenhengen mellom landeieendomsfordeling og vekst passer inn forklaringen viktigheten av pant i lånetransaksjonen (som vises i modellen i avsnitt 2.2.1). Videre undersøker de virkningskanalen med å regere innskrivningsraten i skolen med ulikhet som forklaringsvariabel. Resultatet viste også her et signifikant negativt forhold mellom økt ulikhet og investering i humankapital. Også dette forholdet passer inn i den teoretiske forklaringen om hvordan ulikhet via et imperfekt kredittmarked påvirker vekst.

Generelt er det vanskelig å måle graden imperfekthet i kredittmarkedet. Konsekvensen har vært at direkte tester av virkningskanalen har vært få (Bénabou, 1996). I stedet har det vært noen undersøkelser som forsøker å bevise mekanismen ved bruk av indirekte indikatorer. Et eksempel er studier av likviditetsproblemet fattige ofte står overfor. En undersøkelse har vært å se på forskjellen i effekten fra progressive overføringer og vanlig statlig forbruk. Progressive overføringer er overføringer som er rettet til fattige for å reduserer likviditetsbarrieren, noe statlig forbruk ikke nødvendigvis er. Funnene fra undersøkelsene viser at progressive overføringer er positivt korrelert med vekst og investeringer. Når ulikhet henger tett sammen med fattigdom og likviditetsbarrierer, kan funnet indirekte støtte teorien om ulikhetens virkning via et imperfekt kredittmarkedet (Bénabou, 1996).

Andre bidrag som ser på kredittmarkedsproblemet, men ikke direkte på sammenhengen mellom ulikhet og kredittmarkedet, er gitt fra fagretningen utviklingsøkonomi. Nylige bidrag som tar for seg kredittproblemet er Burgess og Pande (2005), og Banerjee og Duflo (2010). Her utfordringen med kreditt også bekreftet som sentral i konteksten fattigdom og investering.

4.2.2 Påvirkning via en politisk-økonomisk kanal

I de empiriske studiene er det lite støtte til den politiske årsaksforklaringen. I undersøkelsene av ulikhetens effekt på skatter og omfordeling har et bredt spekter av mål blitt testet. Eksempler er gjennomsnittlig skatt, marginal beskatning, skoleutgifter til staten og andel BNP overført som stønad. Videre har man testet hvordan disse størrelsene påvirkes av ulikhet og vekst (Easterly og Rebello, 1993; Keefer og Knack, 1995; Perotti, 1994,1996). Sjeldent viser sammenhengene seg signifikante og fortegnene varierer mellom de ulike studiene (Sammenfattet av Bénabou, 1996). Et interessant funn ble gjort av Perotti (1996), som viser til en tendens at land med lavere beskatning har større økonomiske ulikheter. Samtidig er disse landene også assosiert med lavere vekst.

I artiklene til Alesina og Rodrik (1994) og Persson og Tabellini (1994) er de teoretiske forklaringene på ulikhetens virkning på vekst via stemmemekanismen, som gir økt press for skatter og omfordeling. Likevel er de empiriske analysene på redusert-form (ulikhet som forklaringsvariabel for vekst), og ikke med mål for skatter og omfordeling som forklaringsvariabler for vekst. Begrunnelsen var at økte skatter ikke nødvendigvis kun kommer til uttrykk via direkte økt beskatning og omfordeling, men også indirekte. Eksempler er progressiv inntektsbeskatning, minstelønnslover og handelsrestriksjoner. Disse indirekte skattene og omfordelingene vil variere mellom land og er vanskelige å sammenfatte i et mål. Et empirisk undersøkelse som viser ulikhetens effekt via beskatning og omfordeling vil derfor være vanskelig. Bénabou (1996) godtar dette argumentet og sier at det kan være tilfelle. Likevel er han ikke overbevist. Bénabou viser videre til at mange av undersøkelsene inkluderer eksemplene på indirekte skatter, som Alesina og Rodrik nevner. Samtidig mener Bénabou at det ville være merkelig om det økte politiske presset ikke på noen måte kom til uttrykk gjennom direkte økte skatter.

Et annet moment som er forsøkt for å bekrefte den politiske kanalen, er en oppdeling av demokratiske og ikke-demokratiske land (Alesina og Rodrik, 1994; Deininger og Squire, 1998). Hensikten er å se om demokrati har en annen sammenheng mellom ulikhet og vekst, enn ikke-demokrati. Om det er slik at demokrati i større grad påvirkes av ulikhet kan det tenkes at resultatet bekrefter stemmemekanismen. Siden ikke-demokrati ikke påvirkes gjennom politisk avstemning. Heller ikke fra disse undersøkelsene har det blitt funnet indiser på at ulikhet virker via avstemning og et politisk press. En mulig forklaring for at man ikke finner forskjell mellom demokrati og ikke-demokrati kan være at også ikke-demokratiske land trenger legitimitet av majoriteten (Frankel, 2010; Alesina og Rodrik, 1994). Om det er slik at medianinntekten er lavere enn gjennomsnittet, vil derfor også ikke-demokratier ha større overføringer og skatter.

4.2.3 Påvirkning gjennom en sosiopolitisk kanal

En tredje årsaksforklaring som har blitt testet empirisk er den sosiopolitiske kanalen. Den teoretiske argumentasjonen, som diskutert i kapittel 2, er at store ulikheter gir grobunn for sosiale konflikter, som igjen er skadelig for investering og vekst. Fra de empiriske studiene har den sosiopolitiske kanalen fått støtte. For å koble teori med empiri har undersøkelser benyttet to typer av mål på sosialpolitiske forhold. Det første er indiser av ustabilitet målt i antall protester, streiker, rulleringsrate til regjeringer, politisk vold, kupp, revolusjoner og lignende (Alesina og Perotti, 1996; Perotti, 1996). Det andre målet er knyttet opp til eiendomsrett. Størrelser som har blitt benyttet som mål for eiendomsrett er risiko tilknyttet investering, grad av lovhåndtering, grad av kontraktsbrudd og omfang av korrupsjon (Kack, 1995; Svensson, 1993; Barro, 1996). I sammenfatningen av Bénabou (1996) vises det til at økt grad av ulikhet forverrer målene nevnt over og er deretter sterkt korrelert med lavere investering og vekst. Generelt virker den sosiopolitiske virkningskanalen derfor vel dokumentert (Bénabou, 1996; Galor, 2012).

4.3 Paneldataanalyse

Siden slutten av 90-tallet har datagrunnlaget på ulikhet blitt bedre. Kvalitetsbedringen har så tillatt andre metodiske tilnærminger. En av disse er bruk av paneldatasett, hvor eksempelvis bidrag fra Forbes (2000), Barro (2000) og Hongyi Li og Hengfu Zou

(1998) har gitt nytt lys på en etablert forståelse. Regresjon ved bruk av paneldata skiller seg fra regresjon ved bruk av tverrsnittdata, ved at man kan inkludere flere observasjoner av ulikhet til de enkelte landene, som inngår i utvalget. Gevinsten en oppnår er at en kan få ulike konstanter til de enkelte landene (a i likning 3.1), som tillater forskjeller mellom land fra ikke-observerbare forhold. I tillegg reduserer man muligheten for *utelatt variabel feil* (Wooldridge, 2010). Av funnene til Barro og Forbes står resultatene i motsetning til tidligere tverrsnittanalyse. Barro viser til at ulikhet har en negativ effekt på vekst, når land er fattige (land under 2000\$ i årlig BNP) og en positiv effekt når landene er rikere (over 2000\$ årlig BNP). Funnene til Forbes skiller seg enda mer, når hun viser til en positiv sammenheng mellom ulikhet og vekst på kort og mellomlang sikt (Forbes, 2000).

En advarende bemerkning til disse studiene ble rettet av Galor (2012), som mener en må tolke bidragene forsiktig. Galor mener at undersøkelsene ikke har noen tyngde i vurdering til validiteten av de teoretiske virkningskanalene. Samtidig trenger de heller ikke å gi noe informasjon om ulikhetens totale effekt på vekst. Slik studiene fremstår kontrolleres det først for størrelser som utdanning, fertilitet og investering, før effekten fra ulikhet på vekst tolkes. Problemet med dette er at, dersom en kontrollerer for virkningskanalene vil man som følge ikke få respons fra variabelen ulikhet. En alternativ tolkning av studiene til Forbes og Barro, kan derfor være at ulikhet ikke har effekt på vekst utover de teoretiske foreslåtte kanalene (Galor, 2012). Som illustrasjon gjennomførte Galor tilsvarende regresjon som Barro, men unnlot å kontrollere for fertilitet og utdanning. Resultatet ble at analysen viste en negativ sammenheng, som teorien sier og tidligere empiriske undersøkelser viser til. En annen innvending Galor har, er at studiene fra 2000 ikke er på langtidsveksten som avhengige variabel. I teorien er det langtidsveksten, det argumenteres at virkningen er på (Alesina og Rodrik, 1994; Galor, 2012). De tidligere empiriske undersøkelsene (starten av 90-tallet) så også på langtidsveksten som avhengig variabel. En betraktning i et kort perspektiv vil derfor ikke nødvendigvis avkrefte eller bekrefte tidligere teoretiske og empiriske studier (Galor, 2012).

Et annet studie under metodologien paneldata ble gitt av Banerjee og Duflo (2003). Også her ble tidligere oppfatning av relasjonen ulikhet og vekst utfordret, samtidig som kritikk også rettes mot studiene av Forbes og Barro. Innvendingene mot Forbes og Barro er bruken av en lineær struktur i deres analyser. Banerjee og Duflo nevner

at funnene kan være skapt av en kunstig påført linearitet. Fra egen regresjon finner de at det er endring som gir negativ effekt og ikke nivå. I tillegg finner de en negativ sammenheng mellom forsinket ulikhet og vekst (Banerjee og Duflo, 2003).

4.4 Instrumentvariabel (IV) - regresjon, Easterly (2007)

Et nyere bidrag, gitt av Easterly, benytter IV-regresjon. Inspirert av den teoretiske hypotesen til Sokoloff og Engerman (1997, 2001) bruker Easterly egnethet for produksjon av sukker i forhold til hvete som instrument for ulikhet. Den intuitive forklaringen, som instrumentet hviler på, er at faktorutrustningen i land har gitt føringer for eksempelvis plantasjeproduksjon eller familiegårder. Etter Engerman og Sokoloffs utgivelser har flere beskrevet lignende mønster andre steder i verden (Banerjee og Iyver, 2005).

Ved bruk av IV-regresjon finner Easterly at ulikhet har negativ påvirkning på produksjonen, gjennom dårlige institusjoner og redusert investering i humankapital. Fra ett standardavvik økning inntektsgini (9%) reduseres avhengig variabel (log inntekt per innbygger 2002) med 1.1 standardavvik. Sammenliknet med OLS regresjonen viser IV-regresjonen en større negativ effekt fra økt ulikhet, som tyder på at OLS regresjonen undervurderer ulikhetens effekt. I tillegg viser Easterly empirisk at både institusjon og humankapital henger negativt sammen med økt ulikhet.

Ved bruk av et instrument er det to forhold som er særlig kritiske. For det første er det slik at instrumentet må forklare ulikhet godt (relevans), og for det andre må det ikke være korrelert med feilleddet (gyldig). I studiet av Easterly forklarer sukker-hvete raten ulikhet godt. F-testen i 1. steg av estimatoren 2SLS oppnår verdien 23.64. Avhengigvariabel er her gjennomsnittlig inntektsgini fra årene 1960 - 98. I tillegg for å underbygge relevanskriteriet, benytter Easterly data over utbredelsen av familiegårder fra 1858-98 og ser hvordan disse henger sammen med hveteproduksjon. Funnene samsvarer også her med teori, med at egnethet for hveteproduksjon er positivt korrelert med antall familiegårder.

For gyldighetskriteriet underbygger Easterly instrumentet med intuitiv argumentasjon og en overidentifikasjonstest. Til den intuitive delen diskuteres først alternative virkningskanaler for instrumentet. Den første alternative kanalen som trekkes frem er at det ene godet kontra det andre kan være assosiert med en inntektsfordel. Et

motargument til dette er komparativ fortrinn som sier at produksjon av det godet en har et fortrinn av ikke skal gi utslag på faktoravlønning. Likevel trenger dette bare delvis å holder, og det ene godet være en kilde til en inntektsfordel. Et annet argument er at selv om det ene representerer en inntektsfordel vil ikke bidraget fra dette utgjøre en vesentlig forskjell. Dette siden sukker eller hveteproduksjon kun vil utgjøre en liten del av landets totale produksjon. Et annet forhold som diskuteres er det som omtales som *ressurs forbannelsen*. Her er sammenhengen argumentert av litteraturen, at land som er rike på naturressurser har en tendens til å utvikle dårlig politikk og institusjoner (Isham, 2005; Van der Ploeg, 2012). Tilknyttet ressursforbannelsesfenomenet nevnes sukker som et ”*point source*” gode. Dette er goder hvor profitt fra produksjon lettere kan tas av myndigheter eller (og) av en elite. Easterly argumenterer at ressursforbannelsesforklaringen ikke er et problem for instrumentets gyldighet, dersom virkningen er gjennom ulikhet. Men om virkningen er gjennom andre kanaler, kan det gi problemer for instrumentets gyldighet. I overidentifikasjonstesten bruker Easterly en variabler for tropiske områder, som alternativt instrument. Dette da en innvending til instrumentet har vært at det kan være en tilnærmet størrelse på nettopp tropiske områder. Testen godkjenner instrumentets som gyldig.

4.5 Empiriske bidrag de siste 5 årene

Etter utgivelsene på starten av 2000-tallet og Easterlys artikkel har diskusjonen om ulikhetens effekt på vekst vært mindre aktiv. Det virker som om litteraturen er enige i de underliggende mekanismene, mens totaleffekten virker mindre klar. At dekningsgraden av ulikhetstall enda er dårlig, samt at kvaliteten er varierende er også en begrensning (Eastrely, 2007; Banerjee og Duflo, 2003). Likevel har det vært noen utgivelser, som enten har oppdatert empiriske modeller, eller tilnærmet seg spørsmålet med ny metodikk. Chil Son (2010) undersøker blant annet relasjonen med bruk av dynamisk paneldataestimering og metoden GMM. Hensikten med dette er å løse endeogenitetsproblemet. Funnene til Chil Son viser at ulikhet er forbundet negativt med langtidsvæksten. I motsetning til Forbes (2000) finner Chil Son at effekten fra ulikhet på kort og mellomlang sikt er uklar. En annen utgivelse er fra Atems (2012) som bruker regionsdata fra U.S.A. Metodikken som benyttes er en dynamisk spatial Durbin modell (SDM) og krysslansdata over regioner. Funnene til Atems er at økt ulikhet forbindes med redusert vekst.

5. Data i analysen

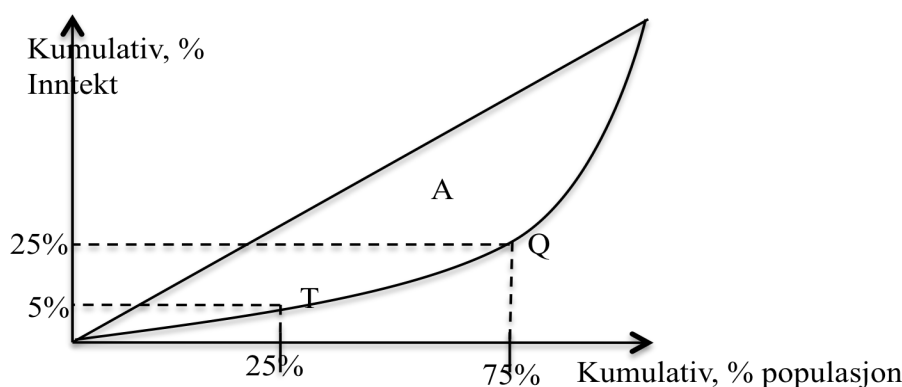
Sentralt i gjennomføringen av empirisk analyse er pålitelig data. Dette kapittelet er derfor satt av til å belyse utfordringer knyttet til måling og innhenting av det relevante tallmaterialet. Ulikhetsstatistikk står selvfølgelig sentralt, men også størrelsene som brukes som instrumentvariabler gjennomgås. Datakilder for kontrollvariabler blir også nevnt, men vies mindre plass.

5.1 økonomisk ulikhet

Å få en god beskrivelse av økonomisk ulikhet i et bestemt mål og kunne sammenlikne dette mellom individer, land og tid er vanskelig. Utfordringene er mange og som forklart i kapittel 2, tett knyttet opp til andre dimensjoner av ulikhet, som sosiale og politiske forhold. Et annet problem er at individer (og populasjoner) vil ha variasjon i inntektsstrøm gjennom livsløpet. Eksempelvis, når individ A er 30 år har hun en gitt inntekt og formue, mens når hun passerer 60 år fortøner størrelsene seg annerledes. Å sammenlikne individer og populasjoner som er i ulike faser av livet, eller har en annen gjennomsnittsalder er derfor ikke bare rett frem. Til tross for dette er det likevel meningsfylt å si noe om ulikhet og sammenfatte disse i tallstørrelser. Ray (1998) trekker frem fire prinsipper som bør oppfylles for å være en god indikator på økonomisk ulikhet i et gitt land. Det første kjennetegnet er at befolkningsstørrelsen ikke skal være av betydning, forskjellene skal være i andeler. Det andre kjennetegnet er at hvem som mottar inntekt eller eier en gitt formue ikke skal være av betydning. For det tredje er relativ fordeling avgjørende. Mens det fjerde kriteriet, Dalton – prinsippet, kan forklares slik: om overføring av økonomiske ressurser blir gjort fra fattige til rike har man en regressiv overføring. Det vil si at dersom en ny ressursfordeling blir realisert med en regressiv overføring, vil den nye fordelingen være mer ulik enn utgangspunktet.

Det er flere mål for ulikhet til et samfunn. Et som refereres og brukes ofte er Lorenzkurven (Ray, 1998). Lorenzkurven tilfredsstiller alle de fire kriteriene omtalt over, samtidig som målet enkelt kan fremstilles grafisk og gi et enkelt intuitivt bilde på ulikhet. I figuren på neste side vises et eksempel. Kurven fremstilles i et todimensjonalt diagram, med befolkningsandel horisontalt og inntekt vertikalt. Om det er perfekt likhet i fordelingen vil Lorenzkurven være 45 grader og lineær, mens en

ujevn fordeling vil gi kurven konveks form, slik figuren under viser. Her vil punkt T på linjen illustrere at 5% av inntektene fordeles på de 25% fattigste i befolkningen. Punkt Q vil vise at 75% av de fattigste kun får 30% av inntektene. Punkt Q viser også at de 25% rikeste i landet har hele 70% av inntektene.



Figur 5.1 Lorenzkurven: Grafisk fremstilling. Den 45 gradede linjen indikerer en perfekt lik fordeling. Kurven som buler mot høyre er Lorenzkurven og viser inntektsfordelingen i samfunnet.

Et absoluttmål for ulikhet og som er mye brukt, er gini- koeffisienten, G (Ray,1998). Ginikoeffisienten er et mål som tar utgangspunkt i ulikhetene mellom alle par av inntekter og summerer den totale differansen. Størrelsen normaliseres så ved å dividere på populasjonen kvadrert (n^2), inntektssnittet (μ) og 2. Koeffisienten som da fremkommer vil være en størrelse fra 0 til 1 (eventuelt 0 til 100), hvor økt verdi indikerer en mer ujevnt fordeling. 0 vil være perfekt likhet, alle har samme inntekt, mens 1 vil representere alt sentrert hos en. I likhet med Lorenzkurven tilfredsstillers ginimålet de nevnte fire prinsippene for et godt ulikhetsmål. I tillegg er det en grafisk kobling mellom Lorenzkurven og ginimålet. I figuren vil dette være arealet mellom den 45 gradede linjen og konvekse kurven (felt A). Ginikoeffisienten er derfor gunstig å bruke siden man har en direkte grafisk fremstilling i Lorenzkurven. I likning 5.1 er ginikoeffisienten uttrykt matematisk. Her utgjør størrelsen y inntekt.

$$(5.1) \quad G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_j^n \sum_k^m n_j n_k |y_j - y_k|$$

Det er også flere andre absoluttmål for ulikhet. Et eksempel er *snitt absolutt deviasjon* (M) som baserer seg på den totale proporsjonale avstanden mellom individers inntekt og gjennomsnittet. Matematisk normaliseres målet ved å dele på populasjonen (n) og snittet, vist i likning 5.2. I tillegg er det også vanlig å uttrykke ulikhet med hvor stor

andel av totalinntekten deler av befolkningen har. Utgivelser som har tatt i bruk slike mål er blant annet Persson og Tabellini (1991,1994) som bruker andelen til de 20% rikeste (INCSH) og andelen til tredje kvartil (MIDDLE). Et annet eksempel er Easterly (2007) som bruker andelen til fjerde kvartil.

$$(5.2) \quad M = \frac{1}{\mu n} \sum_j^m n_j |y_j - \mu|$$

5.1.1 Inntektsulikhet

God kvalitet til data over inntektsulikhet er en utfordring å skaffe. Det har vært flere kilder som gir ulikhetstall, men på grunn av mangel på dokumentasjon har man vært usikker på kvaliteten (Deininger og Squire, 1996, 1998). For at data skal være gyldige må materialet tilfredsstillende minst tre kriterier. Innhenting må være basert på representative nasjonale husholdningsundersøkelser. Data må være enhetlig med tanke på type av inntekt, netto, brutto og før eller etter omfordeling. Tallene må også omhandle samme mottaker, det vil si individ, familie eller husholdning. Om innhenting ikke har vært konsekvent og fulgt kriteriene over vil materialet ha kilder til potensielle feil. Et vesentlig bidrag til kvalitetssikring av data ble gjort av Deininger og Squire i 1996. I publiseringen ”*New datasett on Inequality*” samlet nevnte inn tallmateriale fra ulike kilder og undersøkte om kildene tilfredsstilte de krav som er omtalt over. I tillegg vektla undersøkelsen om tallene var representative for hele befolkningen, eller kun for rurale eller urbane strøk. Et studie som baserer seg på arbeidet fra 1996 og som forbedrer og utvider dekningsgraden er ”*Standardizing the World Income Inequality Database*” (SWIID). Ved å bruke en ”mangel - data” algoritme har Stolt (2008) til hensikt å øke dekningsgrad av ulikhetstall til land og egnethet for sammenligning. SWIID tar utgangspunkt konkret i kildene ” *World Income Inequality Database*” (WIID)⁴ og Luxembourg Income Study (LIS). SWIID versjo 3.1 (2011), har dekningsgrad på hele 153 land, fra 1960 til nåtid. I denne oppgavens analyse, unntatt replikasjonen av resultatet fra 1994, er det brukt data over inntektsulikhet fra databasen SWIID 3.1. For replikasjonen er tall over inntektsulikhet hentet fra Jaine (1975) og Fields (1989). I tabell 5.1 vises en oversikt over gjennomsnittlig inntektsgini i de forskjellige utvalgene i oppgaven.

⁴ Som er et videre arbeid av Deininger og Squires innsats fra 1996

Regresjon	Replikasjon		1970-1991		1991-2010	
Region	Antall	Snitt	Antall	Snitt	Antall	Snitt
Hele	46	43.51	84	39.98	143	39.22
Afrika	4	49.88	20	49.65	39	48.09
Sub - Sahara	2	58.56	16	51.45	34	49.80
OECD	15	38.62	23	27.36	26	28.44
Sørøst Asia	11	39.67	11	40.55	11	36.23
Sør og mellom Amerika	9	52.06	22	45.64	26	45.30
Øst Europa	-	-	3	33.25	14	31.38

Tabell 5.1 Oversikt over gjennomsnittlig inntektsgini i de forskjellige regresjonene, kapittel 6. Først gis antall observasjoner, deretter gjennomsnittet. En utvidet tabell er gitt i appendiks.

5.1.2 Landeiendomsfordeling (Landdistribution)

For økonomisk ulikhet er det vanlig å bruke inntekt som indikator på fordeling. En annen løsning er å gjøre et mål på formuefordelingen. Å finne data som er egnet for å sammenligne ulikhet i formue mellom land er enda vanskeligere enn inntekt. Kanskje det er dette som er bakgrunnen for at det er lite data som forsøker dette? En løsning kan være å bruke fordeling av jordeiendom. Det er flere argumenter for hvorfor jordeiendom kan fungere som mål. En begrunnelse er at jordeiendom med stor sannsynlighet er korrelert med formue (Alesina og Rodrik, 1994). En annen begrunnelse er at jordeiendomsfordeling er enkel å sammenlikne mellom nasjoner, samtidig som data er enkle å samle inn med få potensielle feilkilder (Deininger og Squire, 1998). Jordeiendom er også en vesentlig faktor som forklarer individers produksjonskapasitet og gir informasjon om individers mulighet til å investere. Koblingen til investeringsmulighet har gitt påstanden om at jordeiendomsdata muligens kan forklare vekstprosessen bedre enn inntektsulikhet (Deininger og Squire, 1998). Argumentet er at jordeiendom er godt egnet som pant i lånetransaksjoner, og nasjoner som har jevnere fordeling av dette vil i mindre grad hemmes gjennom svikt i kreditt markedet. Problemet med jordeiendom som indikator er at nasjoner hvor primærnæringen ikke er viktig, vil jord ikke ha samme relevans. Dette kan gjelde rike nasjoner og nasjoner hvor jord ikke er egnet for jordbruk (Ray, 1998). En sammenlikning mellom disse nasjonene er derfor problemfylt. Et annet problem er tilknyttet land som har eller skal gjennomføre omfordelingsreformer. I disse landene kan jordeiendom som i prinsippet tilhører et individ være registrert på flere. Dette for å skjule formue og unngå konfiskering av myndighetene. Effekten er at data kan fremstå mer egalitære enn de faktisk er (Ray, 1998 ; Deininger og Squire, 1998).

I oppgavens regresjon er jordeiendomsdata benyttet. I replikasjonen er tall hentet fra Hudson og Taylor (1972), som er samme kilde som brukt av Alesina og Rodrik. Tallene fra Hudson og Taylor er hentet i hovedsak fra kilden *Food and Agricultural Organization, of the united Nations* (FAO). I de resterende regresjonene er tall hentet direkte fra FAO.

Regresjon	Replikasjon		1970-1991		1991-2010	
Region	Antall	Snitt	Antall	Snitt	Antall	Snitt
Hele	49	67.95	65	65.62	72	64.94
Afrika	3	62.3	7	54.17	12	57.00
Sub - Sahara	3	62.3	7	54.17	10	53.62
OECD	16	41.07	20	58.15	24	59.17
Sørøst Asia	5	46.28	7	48	8	48.25
Sør og mellom Amerika	17	81.49	24	81.18	19	80.35
Øst Europa	-	-	-	-	1	45

Tabell 5.2 : Oversikt over gjennomsnittlig landeiendomsgini i regresjonene, brukt i oppgaven.

5.1.3 Datakildene brukt av Alesina og Rodrik

Av de kildene brukt i *Distribution Politics and Economic Growth* vurderer Deininger og Squire (1996) inntektsulikhetstallene fra Fields (1989) som gode. Begrunnelsen er at Fields bruker, i likhet med dem selv, visse kriterier som sikrer god kvalitet. Av data hentet fra Jain (1975) vurderes at kvaliteten er dårlig. Blant annet er Jain innkonsekvent når hun noen ganger refererer til individuell inntekt, mens andre ganger til husholdning. Konsekvensen blir at land som i utgangspunktet har små ulikheter i husholdningsinntekt kan fremstå som svært ulike. Et eksempel som trekkes frem er Sverige. En annen innvending Deininger og Squire gjør over utvalget som velges i analysen fra 1994, er at det er for få utviklingsland. For eksempel er utvalget av jordeiendomsfordeling kun med 2 afrikanske land.

5.2 Vekstdata

De teoretiske hypotesene som påstår effekt på vekst fra ulikhet sikter til langtidsveksten. Målet for vekst er derfor gjennomsnittlig produksjon over en lengre tidsperiode, noe som også Alesina og Rodrik forholder seg til i sin analyse. Vekst er endring i samlet produksjon til et land. Denne måles vanligvis i endret brutto nasjonalprodukt (BNP). For å bedre kunne sammenligne mellom land og over tid bruker man også per innbygger (per capita) prisjustert BNP.

Tallene for produksjon og vekst er i replikasjonen hentet fra Summer og Heston (1988), world Penn Table (WPT) 4.0. Siden originaltallene brukt i analysen i 1994, ikke er dokumentert annet enn i kilder, er tallene fra Persson og Tabellini (1991, 1994) brukt som kontroll, som refererer til samme kilde som Alesina og Rodrik (1994). For den resterende analysen er produksjonstall hentet fra WPT 7 (Heston, Summer og Aten, 2011). Spesifiseringen er ppp konvertert BNP per innbygger, utledet fra vekstrate for konsum, myndighetskonsum og investering (RGDPL). Dette tilsvarer samme spesifisering som brukt av Persson og Tabellini (1994). Tallene fra WPT 4 er justert for 1980 – dollar, mens data fra WPT 7 er i konstante priser 2005-nivå.

5.3 Kontrollvariabler

Som kontrollvariabler er det to aktuelle størrelser: skoledata og initial produksjon. Produksjonstall er hentet fra samme kilde som veksttallene (WPT4 og 7), og er transformert til logaritmiske størrelser. For humankapital brukes innskrivningsraten i skolen. I størstedelen av analysen brukes primærskolen som indikator, men sekundærskole brukes og. Innskrivningsrater gis både som brutto og nettostørrelser, hvor brutto kan overstige 1.00 (100%). Dette skyldes inkludering av elever som er overårig og elever som går klasses-trinn om igjen. Nettomålet har til hensikt å justere dette, slik at målet ikke overstiger 1.00 (UNESCO). Kilden brukt av Alesina og Rodrik i 1994 var Barro og Fields (1989), som jeg finner i dag. Som et alternativ blir derfor kilden Barro og Lee (1994) UNESCO og Barro og Lee (2013) brukt i replikasjonen. For den resterende analysen brukes utelukkende tall fra UNESCO.

5.4 Instrumentvariabler

Instrumentene brukt av Alesina og Rodrik var en lineær kombinasjon av initialstørrelsene *skriveferdighet*, *spedbarnsdødelighet*, *innskrivning i sekundærskolen*, *fertilitet* og en *dummyvariabel* for Afrika. I oppgavens analyse brukes de samme variablene med unntak av skriveferdighet, fordi den i dag ikke har samme relevans. Kilden brukt i analysedelen er utelukkende fra databasen til verdensbanken (World Bank, 2013).

Det andre instrumentet som benyttes i oppgaven baserer seg på studiet av Easterly (2007). Her brukes egnethet for produksjon av hvete, kontra sukker. Konkret konstruerer Easterly instrumentet som:

$$(5.3) \quad LWHEATSUGAR = \ln \left[\frac{(1 + \text{andel egnet for hvete})}{(1 + \text{andel egnet for sukker})} \right]$$

Kilden Easterly bruker er FAO (2005). Tall over instrumentet i oppgavens analyse er hentet fra appendiks i artikkelen til Easterly hvor alle observasjoner er gjengitt. Totalt bruker jeg i oppgavens analyse 113 observasjoner av totalt 115 fra Easterlys artikkel.

6. Analyse

Analysen baserer seg på den empiriske modellen som forklart i kapittel 3, og har sitt utgangspunkt i oppsettet til Alesina og Rodrik (1994). Analysen består av seks deler. Den første delen forsøker å gjenskape resultatet fra Alesina og Rodrik sin fra 1994. Den påfølgende delen gjennomfører to separate regresjoner med oppdatert og bearbeidet tallmateriale. Den første med årlig vekst fra 1970 - 1992 som avhengig variabel, mens den andre er med vekst fra 1992-2010. Grunnen til at det er en separate regresjon er fordi tilgjengelige ulikhetstall er langt større for året 1992 enn for 1960 og 1970. Den tredje delen undersøker effekten av å kontrollere for regioner. Her brukes dummyvariabler for kontinenter som kontroll av regioner. Del fire undersøker aspektet med fattige land, mens del fem undersøker virkningskanalen *investering i humankapital* nærmere. Avslutningsvis, del seks, bruker metoden IV-regresjon.

Dataprogrammet som er benyttet i analysen er STATA.11.0. Til å systematisere materialet er det i stor grad brukt Microsoft Excel. Data og utvalg dokumenteres i vedlegg A2, hvor land, årstall for observasjoner og utvalgets verdier presenteres.

Analysens resultater blir skriftlig gjennomgått samt vist i tabellform. I tabellene er forklaringsvariablene på venstre side, mens de tilhørende utregnede koeffisientene vises horisontalt til høyre. Under hver koeffisient oppgis t-verdiene, som indikerer signifikantnivået til koeffisientene. Eksempelvis vil kolonne 2B, i avsnitt 6.2, være relatert til likning (3.1) som vist i likning (6.0). Tallene i parentes er t-verdier.

$$(6.0) \quad \text{Vekst, 1970-1991} = 7.21 - 5.76I_{gini70} - 0.83BNP + 4.64Innskrivning, \text{ skole}$$

$(3.60) \quad (-3.10) \quad (-3.55) \quad (3.97)$

Under koeffisientene i tabellene er utvalgets størrelse, R^2 og justert R^2 gitt. Til sist forklares anvende forkortelser og kilder. Variablene er normalisert og transformert som forklart i kapittel 5. For ordens skyld gjentas dette: Vekst er prosenttall. Ginikoeffisienten mellom 0 og 1, hvor økt verdi indikerer økt ulikhet. Initial produksjon er transformert til logaritmiske størrelser, mens skoletall er normalisert til et desimaltall. Her indikerer 1.00 en innskrivningsrate på 100%. Normaliseringen er den samme som modellen til Alesina og Rodrik.

6.1 Replikasjon av Alesina og Rodriks modell fra 1994

En gjenskapelse av det samme regresjonsresultatet som ble gitt i 1994 er av interesse av flere grunner. For det første oppgis ikke data og observasjonsverdier som ble brukt i 1994, samtidig som de heller ikke dokumenteres eksternt⁵. Det er derfor av interesse å samle inn disse verdiene, for så å kunne sammenlikne disse med bearbeidet og oppdatert data. For det andre oppgis det heller ikke hvordan størrelsene er transformert og normalisert. Ved å gjenskape resultatet får man klarhet i dette, som så setter føringer for analysen videre. For det tredje, er det av interesse i seg selv å se om en klarer å få samme resultat som for 20 år siden, slik at funnene fra 1994 eventuelt kan bekreftes.

I vedlegget er regresjonsresultatene fra Alesina og Rodrik sin analyse gjengitt (tabell A1). Denne oppgavens egen replikasjon er listet under i tabell 1. I alt er det fire forskjellige regresjoner, som er forsøkt gjenskapt. Disse er OLS(1), OLS(3), OLS(5) og OLS(6) i A1. Tilhørende replikasjon til OLS(1) er 1A, 1B og 1C i tabell 1. Grunnen til at det er 3 replikasjoner, for OLS 1, er fordi det benyttes 3 ulike kilder for kontrollstørrelsen humankapital. Replikasjon for OLS(3) er i kolonne 1D, mens replikasjon av OLS(5) og OLS(6) har tilhørende kolonne 1E og 1F. Det er identiske utvalg i ny regresjon som brukt i 1994. 1A, 1B og 1C har et utvalg på 46 land, som er observasjonene som ble regnet som *høykvalitetsdata* av Alesina og Rodrik. I regresjon 1D (replikasjon av OLS(3)) er utvalget på 70 land. Her er data som ble regnet for å ha lavere kvalitet tilføyd. For de to siste regresjonene er fordeling av jordeiendom (GINI_LAND60) inkludert som forklaringsvariabel. Først alene, så sammen med inntektsulikhet (GINI60) i 1F. Her er antall observasjoner henholdsvis 49 og 41 land. Regresjonene i A1 med benevnningen TSLS, omtales i avsnitt 6.6.

Fra tabell 1 kan en se at koeffisienten til inntektsgini i regresjon 1A er negativ med verdien 4.01. Dette tilsvarer en reduksjon i vekst med 0.41% ved endring av ginikoeffisienten med et standardavvik (0.103). Sammenliknet med OLS(1) (tabell A1) er koeffisientene begge negative, men størrelsen fra 1994 er 5,7, som gir en noe høyere vekstreduksjon (0.58%). Blant kontrollstørrelsene kan en se fra tabell 1 at det er noe høyere negativ verdi på koeffisienten til initial produksjon(- 0.8 mot -0.44) og høyere positiv verdi til kontrollvariabelen PRIM60 (4.09 mot 3.26). R^2 og justert R^2

⁵ Mail - korrespondanse med Rodrik, hvor det blir oppgitt at data brukt i 1994 ikke eksisterer lenger.

er helt identiske med analysen fra 1994. Det som derimot er svært forskjellig er t-verdiene. I replikasjonen er t-verdien til ginikoeffisienten kun 1.64, noe som ikke gir en signifikans på 10%. Til motsetning er t-verdien fra 1994 2.46, som gir signifikans til et nivå på 5%. Blant kontrollstørrelsene i replikasjonen er begge noe svakere, men begge godkjennes til et signifikansnivå på 5%. Hva kan være årsaken til at t-verdien til ginikoeffisienten er så lav? Som poengtert tidligere er skoletallene ikke fra samme kilde. Tatt hensyn til at innskrivningsraten både kan gis som nettostørrelser (hvor raten ikke overstiger 1) og bruttostørrelser (hvor raten kan overstige 1), undersøkes skoletall fra en alternativ kilde enn Barro og Lee (1994). Ved bruk av bruttostørrelser fra UNESCO (World Bank report-1984), kan en se at resultatet blir noe nærmere funn fra 1994. Resultatet ved bruk av UNESCO-tall er vist i kolonnen 1B. Her ser man at t-verdien stiger til 1.84, samtidig som koeffisientstørrelsen viser -4.47. I tillegg nærmer kontrollstørrelsene seg originalfunn. Bruk av en tredje verdi for skoletall, gitt i 1C, viser en enda mer lik koeffisient for gini, samtidig som t-verdi øker. Mitt forslag er derfor at replikasjonen av OLS(1), ikke har samme skoletall som brukt av Alesina og Rodrik, og viser derfor ikke samme resultatet. En videre bemerkning kan være at resultatet fra 1994 virker sensitiv til justering av kontrollstørrelsen for humankapital. Om det er slik at bruk av andre kilder og observasjoner for skoledata gir en betydelig svakere signifikans, kan man stille spørsmål til robustheten av funnene fra 1994.

Replikasjon 1D gjelder OLS(3) fra 1994. Her tilføyes observasjoner som ble vurdert til å ha lavere kvalitet. I replikasjonens analyse er koeffisienten fortsatt negativ, men betydelig redusert (-2.596). Dette var også tilfellet i 1994. Verdien var da på -3.58. Urovekkende er t-verdien til koeffisienten i replikasjonen. Her har den falt til 1.25. Styrken på resultatet fra 1994 ble også redusert ved utvidelse, men var fortsatt signifikant til et 10% nivå (t-verdi på 1.81). Replikasjonens R^2 er fortsatt identiske.

Replikasjonene hvor jordeiendom er inkludert, er vist i kolonne 1E og 1F. 1E bruker kun jordeiendomgini, mens 1F har både eiendom og inntektsgini. I 1E ser man at økt landeiendomsgini har en negativ effekt på vekst. Fra 0.1 enhet økning reduseres veksten med 0.26%. Sammenliknet med originalresultatet er dette samme fortegn, men noe lavere i størrelsesorden. Resultatet i 1994 viste en vekstreduksjon på 0.55%. For t-verdien, er denne en god del lavere i replikasjonen (2.759 enn i 1994 (5.24). Likevel er den fortsatt høy og gir en signifikans til et nivå på 1%. R^2 i replikasjonen er tilsvarende: Høy (0.49), men fortsatt lavere enn originalfunn (0.53).

I regresjonen som både inkluderer land og inntektsulikhet, oppnås høye t-verdier (3.00 og 2.54) og relativ høy R^2 verdi (0.45). For begge koeffisientene er fortegnet negativt, som samsvarer med funn fra 1994. Fra 0.1 enhet økning i inntektsgini reduseres veksten med 0.53%, mens fra 0.1 enhet landeiendomsgini reduseres veksten med 0.38%. Sammenliknet med resultatet fra 1994 er dette noe høyere negativ effekt for inntektsgini (3.47) , og noe mindre negativ effekt for landeiendomsgini (-5.23) .

En helhetsvurdering tilsier at analysen delvis klarer å gjenskape resultatet fra 1994, men ikke helt. Tilnærmet identiske er replikasjonens R^2 . Koeffisientene til ulikhet er ikke helt lik som funn fra 1994, men i størrelsesorden er replikasjonene ikke langt i fra resultatet i 1994. Det som ikke var tilfredsstillende er enkelte av Ginikoeffisientenes lave t-verdier. En mulig årsak er som nevnt, at kilden brukt av Alesina og Rodrik for skoletall, ikke samsvarer med de brukt i replikasjonen. Om årsaken til redusert t-verdi i replikasjonen skyldes bruk av alternative skoletall, er dette en svakhet med resultatet fra 1994.

OLS resultat. Avhengig variabel: per capita vekst (GROWTH) 1960-1985						
Relevant OLS fra 1994	OLS(1)	OSL(1)	OSL(1)	Størst mulig utvalg		
				OLS(3)	OLS(5)	OLS(6)
Replikasjon	1A	1B	1C	1D	1E	1F
GINI60	-4.01 (-1.64)	-4.47 (-1.82)	-5.57 (-1.91)	-2.596 (-1.25)		-5.25 (-2.54)
GINI_LAND60					-3.445 (-2.75)	-3.78 (-3.00)
GDP60	-0.797 (-2.55)	-0.84 (-2.54)	-0.25 (-0.50)	-0.86 (-2.84)	-0.779 (-3.43)	-0.873 (-2.98)
PRIM60	4.09 (3.23)			4.71 (4.52)	4.80 (5.66)	3.24 (2.55)
PRIM60_B		3.56 (3.07)				
AVR_school_years1960			0.037 (0.21)			
Konstant	7.14 (3.23)	8.00 (3.52)	7.03 (2.27)	6.03 (2.79)	6.558 (3.60)	11.24 (4.48)
R^2	0.28	0.27	0.10	0.26	0.49	0.45
Jusert R^2	0.23	0.22	0.04	0.22	0.45	0.39
Utvalgsstørrelse	N=46	N=46	N=46	N=70	N=49	N=41
GINI60	Inntektsgini, 1960: Jaime (1975) og Field (1989).					
GINI LAND 1960	Landeieendomsgini, 1960. Taylor og Huson (1972)					
GDP60	Logaritme av initial BNP, 1960. WPT 4 (1988)					
PRIM60	Innskrivningsraten primærskole, 1960. Barro og Lee(1994)					
AVR_School-year_1960	Gjennomsnittlig antall år i primærutdanningen. Barro og Lee (2013)					
PRIM60_B	Innskrivningsraten primærskole, bruttostørrelser, 1960. World Bank (1984)					

*Tallene som er oppgitt i parentes under koeffisientene, er t-verdier

Tabell 1: Replikasjon av Alesina og Rodriks sin analyse fra 1994.

6.2 Multivariat regresjon av ulikhet og vekst

Det er flere grunner til å gjennomføre en oppdatert regresjonsanalyse av ulikhet og vekst. Er det slik at resultatet er annerledes ved bruk av bearbeidede ulikhetstall? I tillegg har nyere arbeid økt representasjonen av land betraktelig. Både geografisk dekning og antall fattige land. Utvidelsen bidrar til at en ny undersøkelse av sammenhengen ulikhet og vekst, er interessant. Det optimale er å ha en så lang vekstrekke som mulig. Problemet er at antall observasjoner reduseres tilbake i tid. Analysen i påfølgende avsnitt er derfor med startår 1970, hvor snittveksten fra året 1970-1991 er avhengig variabel. Forklaringsvariabel er ulikhetstall med startår 1970. Avsnitt 6.2.2 er med startår 1992.

6.2.1 Ulikhet og vekst, 1970-1991

Regresjon 2A i tabell 2 er tilsvarende analyse som OLS(1) og OLS(3), men med initialverdier fra 1970 og med bruk av bearbeidede ulikhetstall. Til sammenlikning med analysen fra 1994, er koeffisienten for inntektsgini slående lik. I analysen til Alesina og Rodrik (1994), gir 0.1 økning i inntektsgini en redusert vekst på 0.57%. For analysen under (2A), gir 0.1 enhet økning i inntektsgini en vekstreduksjon på 0.574. Selv om analysene tar for seg to forskjellige forhold; vekst fra 1960-1985 og vekst fra 1970-1992, er likheten påfallende. Kontrollstørrelsene er også svært like. Fra et konfidensintervall av koeffisientene i tabell 2, vil verdiene på kontrollstørrelsene fra 1994 befinne seg i konfidensintervallet på 90%⁶.

t-verdiene til ginikoeffisienten (3.10), i kolonne 2A, har økt sammenliknet med analysen i 1994. Dette styrker antagelsen om en signifikant negativ sammenheng mellom ulikhet og vekst. Modellens forklaringssevne (R^2) er på 23%, noe som er litt lavere enn analysen fra 1994 (28%).

I regresjon 2B er kun landeiendomsfordeling uttrykk for ulikhet. Her viser resultatet ingen signifikans. Samtidig er forklaringsstyrken til modellen R^2 , betydelig forringet (0.06). Hva årsaken til dette er uklart. En mulighet er at utvalget (fra kilden FAO) er for lite og en eksisterende sammenheng ikke lar seg utlede. En annen mulighet er at landeiendomsfordeling ikke er aktuelt for landene i utvalget, siden de fleste er rike land. Tilsvarende resultat fremkommer når både land og inntekt er med (2C).

⁶ Utregning av konfidensintervallene er gjengitt i appendiks, A8

En mulighet er å øke antall observasjoner av landeiendomsulikhet, ved å tilføye kilden Taylor og Hudson (1972). Dette kan være mulig om man bruker gjennomsnittet av alle tilgjengelige observasjoner. En kan rettferdiggjøre en slik utvidelse når landeiendomsulikhet er relativt stabile innen de enkelte landene over tid (Deininger og Squire, 1998). Problemet er at faren for omvendt kausalitet øker. I tillegg kan det tenkes at kilden fra 1972, er mindre presise enn nyere utgivelser. Resultatet av utvidelsen er i kolonne *størst mulig 1*. Fra 0.1 økning i inntektsgini reduseres veksten med 0.69%, mens 0.1 enhet reduksjon i landeiendomsulikhet reduseres vekstraten med 0.23%.

Analysen under viser dermed at det er en klar negativ sammenheng mellom ulikhet og vekst. Bruk av forbedret tallmateriale over ulikhet og gjennomsnittlig vekst fra 1970-1991, gir tilnærmet like koeffisienter for inntektsgini som analysen i 1994. t-verdien er høyere i den nye analysen. Analysen får ikke frem en klar sammenheng mellom ulikhet og vekst, ved bruk av en nyere kilde for landeiendomsdata. Dette resultatet kan skyldes et ikke-representativt utvalg. Tilføyelse av kilden Taylor og Hudson (1972) øker utvalget, og en signifikant sammenheng lar seg igjen utlede.

OLS resultat. Avhengig variabel: per capita vekst (GROWTH) 1991-1970					
Relevant OLS, fra 1994	IRR_	OLS (1)	OLS(5)	OLS(6)	OLS(6)
Regresjon	IRR 3	2A	2B	2C	Størst mulig 1
GINI70	-4.21 (-2.31)	-5.76 (-3.10)		-5.89 (-2.06)	-6.87 (-3.41)
GINI_LAND70			-0.23 (-0.13)	-0.32 (-0.21)	-2.31 (-1.87) -0.78
Ln(GDP70)		-0.83 (-3.55)	0.06 (0.61)	-0.44 (-1.55)	(-3.09)
PRIM70		4.64 3.97	1.69 (0.06)	2.77 (1.99)	3.32 (3.13)
Konstant	3.58 (4.72)	7.21 (3.60)	0.35 (0.86)	6.02 (2.25)	(9.88) (4.52)
R ²	0.06	0.23	0.06	0.19	0.35
Jusert R ²	0.05	0.20	-	0.08	0.30
Utvalgsstørrelse	N=84	N=84	N=38	N=38	N=59
GINI70	Inntektsgini, 1970. SWIID 3.1				
GINI LAND 1970	Landeidomsini, 1970. Food and Agriculture Organization (FAO)				
GINI LAND 1970, stort utvalg;	Landeidomsini. Snitt 1960-1970 38 land FAO, Taylor og Hudson (1972)				
GDP70	Logaritme av initial BNP, 1970. WPT7 (2011)				
PRIM70	Innskrivningsraten primærskole, 1970. UNESCO (2013)				

*Tallene som er oppgitt i parentes under koeffisientene, er t-verdier

Tabell 2: Regresjon over vekstrekket, 1970 til 1991.

6.2.2 Ulikhet og vekst, 1992-2010

En analyse med initialverdier fra 1992, 32 år senere enn i Alesina og Rodrik sin undersøkelse, er av flere grunner interessant. Er det slik at samvariasjonen er annerledes nå enn før? Det er ikke utenkelig at ulikhet kan ha en annen effekt nå enn for 30 år siden. Større åpenhet hos land, som gjør at investorer har mulighet til å investere i kapital globalt, er et eksempel som kan ha en påvirkning på sammenhengen. I en nyere analyse er det også mulig å benytte langt flere observasjoner. Særlig interessant er tilføyelsen av land fra gamle Øst-Europa. I analysene fra 90-tallet (Deininger og Squire, 1998 ; Alesina og Rodrik, 1994; Persson og Tabellini, 1994) er det få eller ingen av disse landene som er tatt med. Hvordan denne utvidelsen påvirker resultatet er derfor et nytt bidrag.

Kolonne 3A tilsvarende regresjonen hvor kun inntektsulikhet inngår som forklaringsvariabel. Som kontroll er størrelsene humankapital og initial produksjon. Utvalget er økt til 137 land. I likhet med de andre regresjonene er ulikhetskoeffisienten negativ, samtidig som fortegnene til kontrollvariablene er tilsvarende de andre analysene. Fra 0.1 enhet økt inntektsgini vil vekst reduseres med 0.55%. Dette er ganske nært de tidligere analysene i oppgaven, som kan tyde på at forholdet mellom ulikhet og vekst ikke har forandret seg mye.

I regresjon 3B tilføyes landeiendomsgini som forklaringsvariabel. I likhet med 2C og analysen med startår 1970, er koeffisienten ikke-signifikant. Som diskutert over, i avsnitt 6.2.1 og regresjon 2B og 2C, kan samme argument rettes mot resultatet i 3B. En annen mulighet er at den lave t-verdien drives av multikollinearitet. Fra en korrelasjonsmatrise viser tallene at størrelsene kun har en korrelasjon på 0.13, noe som taler i mot dette. Bruk av så mange observasjoner som mulig (ved tilføyelse av kilden Taylor og Hudson (1972) og bruk av gjennomsnittssverdier) øker utvalget til 71 land. I likhet med analysen i avsnitt 6.2.1 er effekten av dette at landeiendomsgini blir signifikant. Fra 0.1 enhet økt landeiendomsgini reduseres veksten med 0.17% og fra 0.1 enhet økt inntektsgini reduseres vekstraten med 0.40%.

Gitt at det er en generell større åpenhet blant land, hvilken betydning kan dette ha for ulikhetens effekt på vekst? En økt åpenhet kan bety at kapital i større grad flyter fritt mellom landegrensene. Investorens beslutning om hvor pengene skal plasseres avgjøres av avkastning. I et slikt tilfelle vil mekanismen som de klassiske økonomene

forklarte, med at kapitalakkumulasjon ble størst av å ha noen få rike, bli mindre avgjørende (Weil, 2005). I stedet kan det tenkes at humankapital som vekstdriver blir mer sentral. Som teorien i kapittel 2 forklarer, kan ulikhet ha negativ effekt på dannelsen av humankapital. En hypotese kan være at ulikhet har større negativ effekt nå enn før. Analysen i dette avsnittet for perioden fra 1992-2010, viser ikke at relasjonen er annerledes enn for perioden fra 1970-1991. Dette kan fortelle at verden ikke er så annerledes nå enn før, med tanke på humankapitalens rolle. En annen mulighet kan være at utvidelsen av utvalget har gjort at totaleffekten er uendret, samtidig som antagelsen om humankapitalens økte betydning er sann.

OLS resultat. Avhengig variabel: per capita vekst 1992-2010			
Relevant OLS fra 1994	OLS(1)	OLS(6)	OLS(6)
Regresjon	3A	3B	3C
GINI92	-5.47 (-3.56)	-4.44 (-2.30)	-3.97 (-2.13)
GINI LAND92		-1.46 (-1.42)	-1.74 (-1.81)
Ln(GDP92)	-0.52 (-3.40)	-0.60 (-3.53)	-0.49 (-2.77)
PRIM92	2.50 (3.24)	2.22 (2.79)	1.75 (2.20)
Konstant	6.35 (4.25)	7.85 (4.38)	7.32 (4.06)
R ²	0.13	0.27	0.17
Jusert R ²	0.11	0.21	0.12
Utvalgsstørrelse	N=137	N=54	N=71
GINI92	Inntektsgini, 1992. SWIID.3.1		
GINI LAND92	Landeieendomsgini. FAO		
GDP92	Logaritme av initial BNP , 1992 (GDP92) WPT7 (2011)		
PRIM92	Innskrivningsraten primærskole, 1992. UNESCO (2013)		

**Tallene som er oppgitt i parentes under koeffisientene, er t-verdier*

Tabell 3: Regresjonsanalyse, vekst per capita årlig, gjennomsnittlig, 1992-2010

6.3 Kontroll for regionspesifikke egenskaper

Det er interessant å undersøke effekten av å kontrollere for regioner. Er det slik at det signifikante negative forholdet, som analysen over viser, drives av regionale effekter? I kolonne 4A kontrolleres det for regionene Asia, Sør-Amerika, gamle Øst-Europa og Afrika (sør for Sahara), ved bruk av dummyvariabler. Fra første kolonne, 4A, kan en se at kontrollen gjør inntektsgini ikke-signifikant, i tillegg reduseres påvirkningsstørrelsen til ulikhet betydelig. Fra ett standardavvik økning inntektsgini indikerer resultatet at veksten reduseres med kun 0.11%. Dette er et utslag som kan tale mot en signifikant sammenheng mellom ulikhet og vekst. Det kan også indikere at den negative sammenhengen tidligere i analysen er drevet av regionspesifikke egenskaper. Imidlertid kan ulikhet være en del av disse egenskapene, noe kolonne 4C kan tyde på. Her er landeiendomsgini⁷ inkludert. Som en kan se er koeffisienten signifikant og har større betydning for vekst enn inntektsulikhet i kolonne 4A og 4B. Fra ett standardavvik økning i landeiendomsgini reduseres vekst med 0.41%. I tillegg får inntektsgini økt t-verdi (1.24, noe som fortsatt ikke er godkjent til et 10% nivå).

Resultatet i tabellen under taler for at landeiendomsfordeling kan være en størrelse som fanger sentrale aspekter i relasjonen ulikhet og vekst. Slik modellen i avsnittet 2.2.1 viser og virkningskanalen imperfekt kredittmarked forklarer, kan landeiendomsulikhet bekrefte betydningen av fysisk kapital i lånetransaksjonen. En annen forklaring kan være at resultatet reflekterer en virkning en politisk kanal (Rodrik, 1997; St. Paul og Verdier, 1996). Den alternative sammenhengen som her kan komme til uttrykk, er at rike har større politisk innflytelse og klarer å forhindre effektiv omfordelingspolitikk.

En innvending mot den negative empiriske sammenhengen, som først ble vist på starten av 90-tallet, var at forholdet ble drevet av regionene sør- og mellom- Amerika og Sørøst- Asiatiske land. Her representerte de amerikanske landene lav vekst og stor ulikhet, mens de Asiatiske landene representerer det motsatte. Analysen i tabellen under viser at regioner reduserer både signifikans og størrelsen på inntektsulikhets effekt. En tilføyelse til tabell 4 er å konstruere spredningsplott. I spredningsplottet kan man markere regioner og analysere om nevnte land (latin- Amerikanske og Asiatiske) forholder seg slik litteraturen sier (Deininger og Squire, 1998). Ved bruk av Frisch-

⁷ Bruk av gjennomsnittsverdier av landeiendomsgini.

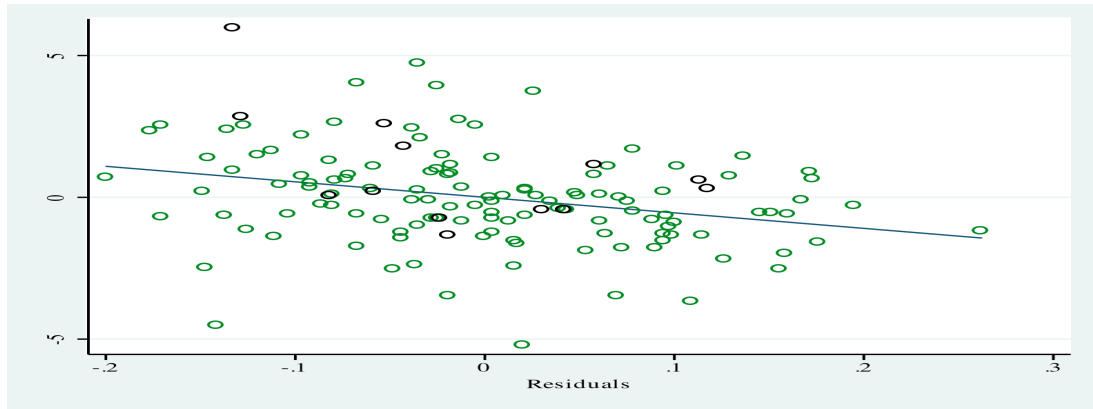
Waugh-Lovell teorem kan en isolere ulikhetens effekt i modellen (Green, 2012), og slik vise observasjonene i et spredningsplott. I figur 6.1 er Sørøst- Asiatiske land merket sort. Som en kan se er tendensen som forutsatt. Her er landene kjennetegnet med lav ulikhet og høy vekst. I figur B er observasjoner merket blå, land fra sør- og mellom Amerika. Tendensen er den samme, de Amerikanske landene kjennetegnes med lav vekst og høy ulikhet, noe som også er tilfellet for afrikanske land (figur C).

Oppsummert kan en si at kontroll for regioner har stor betydning for resultatet. Inntektsulikhetens koeffisient reduseres, samtidig som signifikansen blir betraktelig lavere. Ingen av de tre regresjonene som gjennomføres gir inntektsgini signifikans til 10% nivå. Imidlertid beholder landeiendomsulikhet forklaringsstyrke, noe som kan taler for økonomisk ulikhets relevans for vekst.

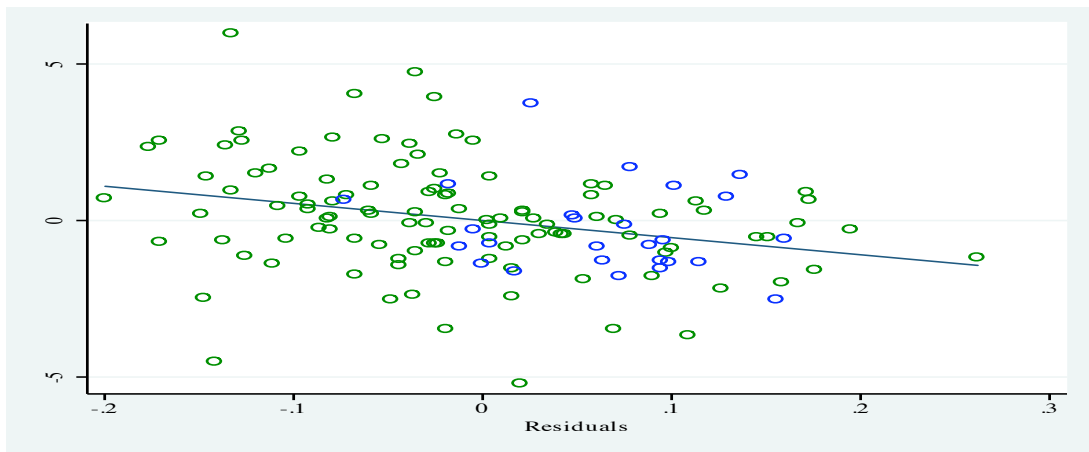
OLS resultat. Avhengig variabel: per capita vekst (GROWTH) 1992-2010			
Regresjon	4A	4B	4C
GINI92	-1.10 (-0.58)	-1.64 (-0.87)	-3.04 (-1.24)
GINI_LAND92			-2.75 (-2.30)
Ln(GDP92)	-0.57 (-3.58)	-0.56 (-3.80)	-0.54 (-2.85)
PRIM92	1.30 (1.65)	1.34 (1.72)	1.27 (1.38)
D_ Øst-Europa	1.10 (2.21)	1.21 (2.46)	Om_ Om_
D_ Afrika(Sør for Sahara)	-1.65 (-2.88)	-1.41 (-2.58)	-.84 (-1.05)
D_ Asia	0.13 (0.30)		-0.09 (-0.17)
D_ sørøst-Asia		.75 (1.51)	
D_ Sør-Amerika	-0.47 (-1.06)	-0.29 (-0.68)	0.31 (0.66)
Konstant	6.58 (4.09)	6.50 (4.33)	8.55 (4.14)
R ²	0.24	0.25	0.21
Utvalgsstørrelse	136	136	71
GINI92	Inntektsgini, 1992 SWIID.3.1		
GINI LAND	Landeidoms-gini. Utvidet utvalg. FAO og Taylor og Hudson (1972)		
PRIM92	Innskrivningsraten primærskole, 1992 . UNESCO (2013)		
Ln(GDP92)	Logaritme av initial BNP, 1992. WPT7 (2011)		
D_	Dummyvariabler for regionene; Afrika, Sør-Amerika, Asia og Øst-Europa.		

*Tallene som er oppgitt i parentes under koeffisientene, er t-verdier

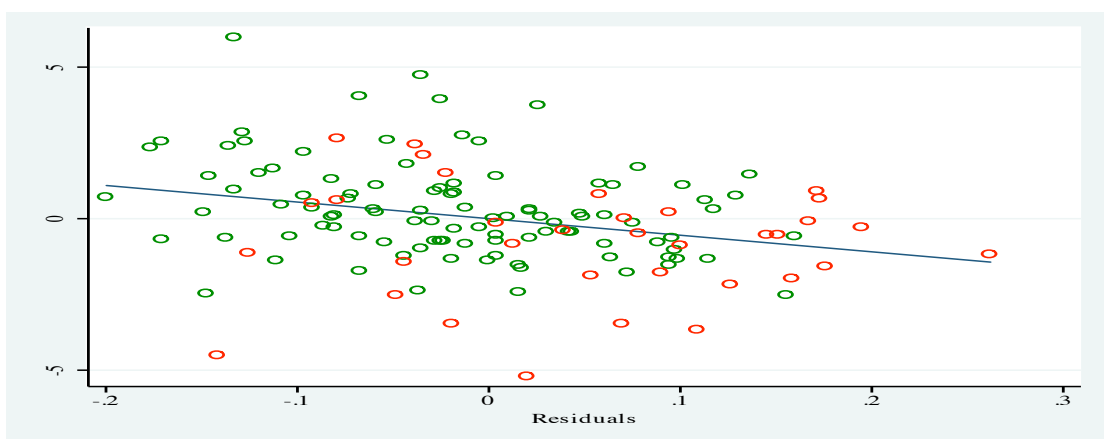
Tabell 4: Regresjonsanalyse med dummyvariabler. Vekstrekket 1992-2010



Figur 6.1.A: Spredningsplott fra regresjon kolonne 4A, tabell 4. Observasjonene merket svart er land fra Sørøst- Asiatiske land. En kan se en klar tendens: Landene er generelt kjennetegnet med høy vekst og lav ulikhet.



Figur 6.1.B: Spredningsplott av regresjon i kolonne 4A, tabell 4. Observasjoner merket blått utgjør land fra sør- og mellom- Amerika. Generelt ser man at landene kjennetegnes med høy ulikhet og lavere vekst.



Figur 6.1.C: Tilsvarende spredningsplott som figur A. Den eneste forskjellen er at observasjoner merket rødt utgjør Afrikanske land sør for Sahara. Som en kan se er det en overrepresentasjon av høy ulikhet og lav vekst.

6.4 Fattige land

Er det slik at ulikhet påvirker vekst på en annerledes måte for rike enn for fattige land? En teori som hevder dette er forklaringen om ulikhetens virkning gjennom et imperfekt kredittmarkedet og redusert investering i humankapital (Zeira og Galor, 1993,1997; Galor, 2012). For å undersøke forklaringen nærmere gjennomføres to analyser. Først introduseres en helningsdummyvariabel i modellsettet som brukt tidligere i analysen. Denne gjør det mulig å koble fattige land direkte til ulikhetsmålet og få en indikasjon på om ulikhet påvirker fattige land mer enn rike. Den andre tilnærmingen er å dele utvalget i rike og fattige land, og gjennomføre separate regresjoner.

6.4.1 Helningsdummyvariabel

For den førstnevnte tilnærmingen er resultatet i tabell 5. Her er variablene UTV_IG92, UND2000_IG92 og UND4000_IG92 helningsdummyene som ser etter samspilleffekt mellom vekst, initial produksjonsnivå og ulikhet. Variabelen UTV_IG92 er utviklingsland (Utviklingsland med verdien 1, andre med verdien 0) multiplisert med inntektsgini i året 1992. Landene som regnes som utviklingsland er tatt fra Verdensbankens definisjon. Kategoriene UND2000_IG92 og UND4000_IG92 er en oppdeling i land som har lavere og høyere initial produksjon enn 2000 og 4000 dollar per innbygger per år (verdi 1 om lavere enn 2000 og 4000, verdien 0 om høyere). Disse er også multiplisert med inntektsgini.

I henhold til kategoriseringen nevnt over, viser ikke resultatet i tabell 5 en tydelig sterkere relevans for fattige land. For utviklingsland spriker resultatet mest fra det som forventes, når koeffisienten er positiv. Til gjengjeld er signifikansnivået til størrelsen svært lav, med en t-verdi på 0.33. En mulig årsak til dette kan være at kategoriseringen til verdensbanken over utviklingsland ikke er spesifikt nok med tanke på kategoriseringen av fattige land. Målene UND2000_IG92 og UND4000_IG92 er antageligvis bedre. Her ser man at fortegnene som forventet er negative, og signifikansen høyere. Tilleggseffekten fra å være i gruppen *under 4000* er en vekstreduksjon på 0.16%, fra 0.1 enhet økning i inntektsgini, mens tillegget fra å være i gruppen *under 2000* er 0.17%. t-verdiene er derimot lave og godkjenner koeffisientene kun til 15%. Sammenhengen kan derfor ikke betegnes som sterk.

De lave t-verdien for størrelsene UTV_IG92, UND2000_IG92 og UND4000_IG92 i tabell 5, viser derfor ikke klart at ulikhet virker annerledes for fattige enn rike land.

OLS. Avhengig variable : vekst, 1992-2010.				
Regresjon	5A	5B	5C	5D
GINI92	-6.07 (-2.53)	-5.15 (-3.34)	-4.82 (-3.02)	-3.23 (-1.96)
ln(GDP92)	-0.48 (-2.46)	-0.71 (-3.62)	-0.72 (-3.44)	-0.66 (-3.48)
PRIM92	2.42 (3.04)	2.09 (2.59)	2.37 (3.08)	1.33 (1.62)
UTV_IG92	0.53 (0.33)			
UND2000 *IG92		-1.77 (-1.54)		-0.55 (0.46)
UND4000*IG92			-1.61 (-1.41)	
D_ Afrika (Sør for Sahara)				-1.30 (-2.56)
D_Sørøst Asia				0.67 (1.39)
Konstant	6.15 (3.80)	8.45 (4.19)	8.24 (4.12)	8.13 (4.15)
Utvalg	137	137	137	137
R ²	0.13	0.15	0.14	0.21
GINI92	Inntektsgini, 1992. SWIID.3.1			
PRIM92	Rulleringsraten i primærskolen, 1992. UNESCO (2013)			
UTV_IG92	Utviklingsland(=1) multiplisert med GINI92. Verdensbanken			
UND2000, UNd4000*IG92	Initial produksjon 1992 under henholdsvis 2000 og 4000 dollar. WPT7			
ln(GDP92)	Logaritme av initial BNP, 1992. WPT 7 (2011)			

*Tallene som er oppgitt i parentes under koeffisientene, er t-verdier

Tabell 5: Regresjonsanalyse med helningsdummy. Vekstrekket 1992-2010.

6.4.2 Delt utvalg – separate regresjoner

Den andre tilnærmingen er å dele utvalget opp i rike og fattige land og gjøre separate regresjoner. Tilsvarende som analysen over, deles utvalget etter definisjonen til Verdensbanken (utviklingsland) og initial produksjon, året 1992. Resultatet er gjengitt i tabell 6. Kolonne 3A er regresjonen for hele utvalget, tilsvarende som tabell 3. 6B er første undergruppe: *rike land* (alle som ikke defineres som utviklingsland). Som det fremgår er fortegnet til ulikhet positivt, noe som står i kontrast til resultatet som helhet. Man må likevel være varsom i tolkningen når t-verdien er så lav som 0.33. Eksempelvis vil et konfidensintervall for koeffisienten (95%) være fra -5.15 til hele 7.1. Resultatet tyder på at det ikke er en klar sammenheng mellom ulikhet og vekst for utvalget rike land, anvendt i analysen. En innvending til dette kan være at en underliggende sammenheng ikke lar seg estimere fra det lave antallet observasjoner i utvalget (kun 32 land).

I kolonne 6C er utvalget *utviklingsland*. Her viser resultatet at en økning på 0.1 enhet inntektsgini gir en vekstreduksjon på 0.6%. Dette er noe mer enn resultatet for hele utvalget. t-verdien er også høy, hele 3.48, som gir signifikans til et 1% nivå. Kolonne 6D og 6E er en snevrere oppdeling av utvalget og gjelder land med en produksjon mindre enn 4000 og 2000 dollar per innbygger. Resultatet viser at en økning i ulikhet gir vekstreduksjon. Til forskjell fra kolonne 6C er effekten noe lavere for kategorien 4000 og enda lavere for land i gruppen 2000. I tillegg er t-verdiene noe lavere enn 6C. Til forskjell fra tabell 5 og dummyvariabelanalysen, tyder dermed resultatet ved separate regresjoner at ulikhet har større relevans for fattige enn for rike. Særlig bekreftende er regresjon 6B, som ikke viser noen sammenheng mellom ulikhet og vekst for rike land.

Et interessant tilleggsspørsmål er om ulikhet er et avtagende problem med inntekt? Er det slik at ulikhet har en større negativ effekt for gruppen under 2000 enn for eksempel land med produksjon over 2000, men lavere enn 7000? En måte å undersøke dette på er å gjennomføre en regresjon for landene som har en produksjon mellom 7000 og 2000 dollar per innbygger. Regresjon av land med initial produksjon mellom 2000 og 7000 dollar, gjøres i kolonne 6F. Som en kan se har ulikhet sterkere negativ sammenheng til vekst enn de andre regresjonene. Fra 0.1 enhet økning i inntektsgini reduserer veksten med 0.65%. I tillegg er t-verdien høy og gjør resultatet signifikant til et 1% nivå. Med andre ord er sammenhengen sterkere for gruppen av land med produksjon mellom 7000 og 2000 dollar, enn gruppene under 4000 og 2000. Dette tyder på at ulikhet ikke kun er avtagende med økt inntekt, men også et problem for gruppen land med produksjon mellom 7000 og 2000 dollar.

OLS. Oppdeling i rike og fattige land.						
Avhengig variabel: Snittvekst per innbygger 1992-2010						
Undergruppe	Hele utvalget	Rike land	Utviklings - land	Initial produksjon under 4000	Initial produksjon under 2000	Mellom - fattige land
Regresjon	3A	6B	6C	6D	6E	6F
GINI92	-5.47 (-3.56)	.97 (0.33)	-6.20 (-3.48)	-5.84 (-2.14)	-5.68 (-1.57)	-6.53 (-2.82)
GDP92	-.52 (-3.40)	-1.64 (-4.48)	-.33 (-1.45)	-.50 (-1.00)	-.52 (-0.64)	-1.50 (-4.66)
PRIM92	2.50 (3.24)	-1.75 (-0.76)	2.12 (2.36)	3.07 (2.60)	3.03 (2.18)	-3.17 (-2.17)
Konstant	6.35 (4.25)	19.46 (4.41)	5.55 (3.08)	5.78 (1.65)	5.84 (1.00)	21.82 (5.95)
R2	0.13	0.44	0.14	0.17	0.17	0.40
R2-justert	0.11	0.38	0.11	0.13	0.11	0.36
Utvalgsstørrelse	137	32	105	61	43	50
GINI92	Inntekstgini 1992. SWIID.3.1					
PRIM92	Innskrivningsraten i primærskolen, 1992. UNESCO (2013)					
GDP92	Logaritme av initial BNP. WPT7.1 (2011)					

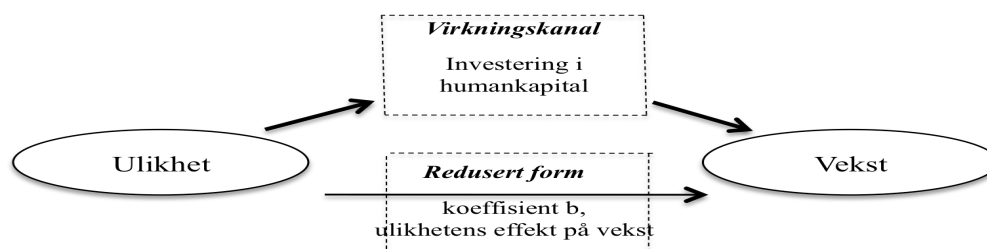
*Tallene som er oppgitt i parentes under koeffisientene, er t-verdier

Tabell 6: Regresjon av undergrupper av utvalget. Oppdeling i rike og fattige land.

Som en sammenfatning av analysen i tabell 6 kan man si at ulikhetens sammenheng til vekst virker mer relevant for fattige land. En sterk indikasjon på dette er kolonne 6B hvor utvalget av rike land hadde positiv korrelasjon mellom økt ulikhet og vekst, samt en svært lav t-verdi. Alle regresjonene hvor utvalget var fattige land, viste en signifikant negativ koeffisient for ulikhet. Analysen fant også ut at ulikhet ikke er et avtagende problem med inntekt for de aller fattigste. Kolonne 6F viste at land i inntektsgruppen produksjon mellom 7000 og 2000 dollar per innbygger, hadde størst negativ korrelasjon mellom økt ulikhet og vekst. t-verdien i kolonne 6F var også høy. Til motsetning viser ikke analysen i tabell 5 en klarere sammenheng mellom ulikhet og vekst for fattige land.

6.5 Ulikhet og investering i humankapital

Sentralt for forståelsen av ulikhetens effekt på vekst er hvilken kanal virkningen går gjennom. En kanal som er foreslått av litteraturen er virkning gjennom et imperfekt kredittmarked og redusert investering i humankapital (Galor og Zeira, 1993, 1997; Galor, 2012)). En undersøkelse av kanalen er derfor interessant. En måte å gjøre dette på er å se hvor godt ulikhet forklarer innskrivningsraten i skolen. Et annet aspekt som gjør undersøkelsen relevant er i hvilken grad det er berettiget å kontrollere for humankapital i likning 3.1. Om det er slik at virkningen av ulikhet på vekst går gjennom humankapital, kan det være at bruken av størrelsen som kontroll kan kategoriseres som ”*bad controls*” omtalt av Angrist og Pischke (2009). Inkludering av bad controls gjør, som nevnt, at en ikke får et kausalt estimat. Å undersøke nærmere hvordan kontrollstørrelsen humankapital påvirker likningen (3.1) og dets resultat, kan derfor være interessant. Figuren under illustrerer hvordan modellen henger sammen med virkningskanalen *investering i humankapital*. Den direkte pilen viser estimatet som analysen til nå har ønsket å avdekke. Pilen som går via *investering i humankapital* illustrerer virkningskanalen som estimeres i tabell 7 under.



Figur 6.4.1: Illustrasjon av forholdet mellom foreslått virkningskanal og redusert-form regresjon. Koeffisient b , er fra likning (3.1), og skal vise ulikhetens effekt på vekstraten.

I tabell 7 er innskrivningsraten for skole (PRIM92, SECN92) avhengig variabel, mens ulikhet er forklaringsvariabel. Dersom det er slik at økt ulikhet virker gjennom redusert investering i skole, skal ulikhet ha forklaringsstyrke og være negativ. I kolonne 7A kan en se at inntektsulikhet ikke forklarer PRIM92 særlig godt. Med svært lav t -verdi samt lav R^2 stemmer ikke resultatet med teorien. Et forslag i litteraturen er at landeiendomsulikhet er mer relevant for å forklare virkningskanalen, siden fast eiendom er mer aktuell i lånetransaksjonen (Deininger, Squire, 1998). Argumentet for dette er at eiendom er mer egnet som pant enn en fremtidig

inntektsstrøm. I kolonne 7B er landeiendomsulikhet inkludert. Resultatet her er likevel uklart når koeffisienten som angir ulikhetens effekt på skole er positiv. Tolkningen av dette er at økt ulikhet gir mer skole, og står i kontrast til hva teorien sier (Galor og Zeira, 1993, 1997; Galor, 2012).

Konklusjonen man kan trekke fra kolonne 7A og 7B er at ulikhet ikke forklarer innskrivning i skole. En alternativ forklaring er at primærskolen ikke fanger ulikhetens effekt på investering i skole. Som regel er primærskole subsidiert i de fleste land (også for de fattigste), og de direkte kostnadene ved investering i skole vil derfor først løpe ved sekundærskole. I tillegg vil det være lave alternativkostnader ved at barn bruker tiden sin i skolen, noe som ikke er tilfelle for sekundærskole (Perotti, 1996). Et mål som dermed kan passe bedre er innskrivningsraten i sekundærskolen (SECUD92). I kolonne 7C er SECD92 avhengig variabel og som en kan se støtter resultatet fra regresjonen forklaringen over. Fra 0.1 enhet økning i inntektsgini reduseres innskrivningen i sekundærskolen med 18%. Dette tilsvarer rundt en tredel av ett standardavvik til observasjonene SECUD92. Signifikansen er også høy (t-verdi på 8.26) og modellens forklaringsstyrke, R^2 , er på hele 0.40. I kolonne 7D kontrolleres det for initial produksjon ($\ln GDP92$) og fortsatt viser inntektsgini sterk signifikans og forklaringsstyrke til SECUD92.

I kolonne 7E er landeiendomsulikhet forklaringsvariabel. Også for SECUND92 har landeiendomsulikhet liten forklaringssevne. Likevel skal det bemerkes at fortegnet til koeffisienten indikerer at økt ulikhet reduserer skolegang, noe som samsvarer med teori (Galor, 2012). Ved bruk av både land og inntektsulikhet fortsetter landeiendomsulikhet å være ikke-signifikant, mens inntektsgini får redusert t-verdi, men godkjennes fortsatt til et 10% nivå.

OLS resultat						
Avhengig variabel: Indikator for humankapital						
Regresjon	7A	7B	7C	7D	7E	7F
Avhengig variabel	PRIM92	PRIM92	SECUD92	SECUND92	SECUND92	SECUND92
GINI92	-0.20 (-1.15)	-0.20 (-0.89)	-1.80 (-8.26)	-0.82 (-4.26)		-0.41 (-1.67)
GINI LAND92		0.45 (2.82)			-0.15 (-1.20)	-0.08 (-0.63)
Ln(GDP92)				0.16 (9.61)	0.22 (14.47)	0.20 (9.03)
Konstant	1.02 (14.70)	0.75 (5.90)	1.34 (15.31)	-0.44 (-2.22)	-1.23 (-8.10)	-0.87 (-3.40)
R ²	0.01	0.10	0.37	0.65	0.77	0.78
Jusert R ²	0.003	0.08	0.36	0.64	0.76	0.77
Utvalgsstørrelse	137	71	118	118	64	64
PRIM92	Innskrivningsraten primærskolen, 1992. UNESCO (2013)					
SECUND92	Innskrivningsraten sekundærskolen, 1992. UNESCO (2013)					
GINI92	Inntektsgini, 1992. SWIID.3.1					
GINI LAND 92	Landeidomschini. Taylor og Hudson (1972) og FAO (2013)					
GDP92	Logaritme av initial BNP, 1992. WPT.7 (2011)					

**Tallene som er oppgitt i parentes under koeffisientene, er t-verdier*

Tabell 7: Regresjon med innskrivningsraten i skolen som avhengig variabel

Resultatet fra analysen i tabellen, viser at ulikhet (inntektsgini) forklarer innskrivning i sekundærskole på en god måte. Bruk av sekundærskole som indikator for humankapital kan derfor kontrollere bort deler av en kausal effekt ulikhet har på vekst. Siden ulikhet ikke forklarer innskrivning i primærskolen synes bruk av PRIM92 som kontroll uproblematisk. Tabell 8 viser effekten av å justere for kontrollvariabelen humankapital. Kontroll for primærskole utelates i kolonne 8B. I samsvar med resultatet fra tabell 7 og argumentet over, påvirkes ikke ulikhetens sammenheng til vekst i særlig stor grad. Fra 0.1 enhet økt ulikhet viser modellen at vekst reduseres med 0.49%, mot 0.55% når en kontrollerer for PRIM92. Dersom en derimot kontrollerer for SECUND92, viser kolonne 8C at inntektulikhetens effekt på vekst blir betydelig redusert, samtidig som t-verdien faller betraktelig.

OLS resultat.				
Avhengig variable : vekst per capita 1992-2010				
Regresjon	3A	8B	8C	8D
GINI92	-5.47 (-3.56)	-4.95 (-3.07)	-1.97 (-1.15)	-3.12 (-1.71)
ln(GDP92)	-0.51 (-3.40)	-0.30 (-2.18)	-0.59 (-3.07)	-0.67 (-3.40)
PRIM92	2.48 (3.24)			1.48 (1.80)
SEUND92			2.00 (2.58)	1.48 (1.81)
Konstant	6.34 (4.25)	6.77 (4.28)	6.71 (4.01)	6.70 (4.04)
R ²	0.13	0.07	0.09	0.12
Justert R ²	0.11	0.53	0.07	0.9
Utvalg	137	143	117	117
GINI92	Inntektsgini, 1992. SWIID.3.1			
GINI LAND 92	Landeieendomschini. Utvidet utvalg. FAO og Taylor og Hudson (1972)			
PRIM92	Innskrivningsraten primærskole. UNESCO (2013)			
SEKUND92	Innskrivningsraten sekundærskole, World Bank (2013)			
D_	Dummyvariabler for regionene: Afrika, Sør-Amerika, Asia og Øst-Europa.			
ln(GDP92)	Logaritme av initial BNP, 1992. WPT7 (2011)			

**Tallene som er oppgitt i parentes, under koeffisientene, er t-verdier*

Tabell 8: *Analyse av betydning av kontroll for primær og sekundær skolen.*

Hva en utlede fra analysen? Man kan si at ulikhet forklarer sekundærraten (SECUND92) langt bedre enn primærraten (PRIM92). Dette kan henge sammen med argumentet vedrørende kostnadene vedrørende investering i skole (Perott, 1992). For landeieendomsulikhet bekrefter ikke analysen at denne størrelsen spiller en sentral rolle. Samtidig må en ta hensyn til at tallene inntektsgini og landeieendomschini nødvendigvis ikke forholder seg som teorien forteller: At inntektsgini forklarer inntektsstrøm mens landeieendomschini forklarer formue. Det mulig at de i stor grad viser det samme. Den høye korrelasjonene mellom størrelsene illustrerer dette. I utvalget brukt av Alesina og Rodrik (1994) var denne på 0.40, mens for Deininger og Squire (1998) 0.35. For utvalgene brukt i denne oppgaven er korrelasjonen lavere.

6.6 Instrumentvariabel (IV) - regresjon

En fare i analysen er at forklaringsvariabelen *ulikhet* er korrelert med feilleddet. Årsakene som kan forårsake dette er at vesentlige høyresidevariabler ikke er tatt med, kausaliteten er toveis, eller at det er forbundet målefeil til ulikhetstallene. En test som underbygger misstanken er *Hausmans test for endogenitet* (Hill, Griffiths og Lim, 2008), som indikerer at det er en korrelasjon mellom restledd og forklaringsvariabelen *ulikhet*⁸. Analysen under ser nærmere på to foreslåtte instrumenter. Den ene er en lineær kombinasjon av flere størrelser brukt av Alesina og Rodrik i 1994. Den andre er brukt av Easterly i 2007: egnethet for produksjon av sukker i forhold til hvete. Til sist brukes instrumentene for å estimere ulikhetens effekt på vekst og for å si noe om en mulig skjevhet i den multivariate regresjonen.

6.6.1 Relevans

I tabell 9 er første steg av estimator 2SLS gjennomført, med F-test av instrumentene. Øverst i tabellen er regresjonen med bruk av instrumentene til Alesina og Rodrik. Analysen under viser bruk av instrumentet til Easterly. En tommelfingerregel for kontroll av relevanskriteriet sier at forklaringsstyrken til instrumentene bør gi en F-verdi på over 10 (Staiger og Stock, 1997). I tillegg bør hver enkelt koeffisient til instrumentene ha en t-verdi som overstiger 3 (Hall, Griffiths, Lim, 2008). Kolonne 9A er første steg av estimatoren 2SLS, ved bruk av instrumentene til Alesina og Rodrik. F-verdien er marginalt tilfredsstillende med en verdi på 11.68, men t-verdiene tilfredsstillende ikke relevanskriteriet. Dårligst i forhold til relevanskriteriet kommer MORTL92 og dummyvariabelen for afrikanske land, hvor t-verdiene er 1.60 og 1.70. SECUND92 og FERTIL92 når nesten relevanskriteriet. Ved bruk av en ny lineær kombinasjon hvor MORT92 og Afrika-dummy (9B) ekskluderes, økes F-verdien betraktelig og FERTIL92 får en t-verdi over 3, som er tilfredsstillende relevanskriteriet.

For instrumentet brukt av Easterly ser man at både F-verdien (21.80) og koeffisientens t-verdi (4.67) tilfredsstillende relevanskriteriet.

⁸ I appendiks (A6) beskrives Hausmans test, samtidig som resultatet fra testen gjengis.

Steg 1 av 2 steg minste kvadrats metode(2STLS).
Avhengig variabel GINI92. Vekstperioden 1992-2010

Regresjon	9A	9B
GDP92	-0.02 (-1.37)	-0.006 (-0.58)
PRIM92	0.19 (4.45)	0.19 (4.84)
SECND92	-0.105 (-2.31)	-0.12 (-2.56)
MORTL92	-0.0009342 (-1.60)	
FERTIL92	0.034 (2.96)	0.29 (3.10)
D_ Afrika	0.04 (1.70)	
Konstant	0.34 (2.43)	0.23 (1.91)
R ²	0.52	0.50
Utvalg	118	118
F-test av instrumentene	11.68 F(4,111)	20.43 F(2,113)

Steg 1 av 2 steg minste kvadrats metode(2SLS).
Avhengig variabel GINI92. Vekstperioden 1992-2010

Regresjon	10A	10B
GDP92		-0.03 (-3.16)
PRIM92		0.02 (0.52)
LWHEATSUGAR	-0.28 (-6.98)	-0.21 (-4.67)
Konstant		0.62 (10.56)
R ²	0.31	0.39
Utvalg	113	110
F-test av instrumentene	48.68 F(1,111)	21.80 F(1,106)

Instrument brukt av Alesina og Rodrik(1994)	Innskrivningsraten sekundærskole (SECUND92), Fertilitet, 1992 (FERTIL92), Spedbarnedødelighet, 1992 (MORTL92) og afrikanske land, (D_Afrika)
Instrumentet brukt av Easterly (2007)	Egnethet for sukkerproduksjon kontra hvete (LWHEATSUGAR)
Eksogene kontrollstørrelser:	Innskrivning primærskole (PRIM92), Log initial BNP (GDP92)
GINI92	Inntektsgini, 1992. SWIID.3.1
GDP92	Logaritme av initial BNP, 1992. WPT7 (2011)

**Tallene som er oppgitt i parentes under koeffisientene, er t-verdier*

Tabell 9: 1. steg, av 2SLS. Ulikhet som avhengig variabel.

6.6.2 Gyldighet

For undersøkelse av gyldighetskriteriet begrenses analysen til en overidentifikasjonstest (Sargan-test). Et krav for å gjennomføre en slik test er at systemet må være overidentifisert. Det vil si at man må ha flere instrumenter (L) enn problemfylte endogene variabler (B). For Alesina og Rodrik sitt system er dette kravet oppfylt, men ikke for Easterlys. For å teste sukker-hvete instrumentet må jeg derfor ha et alternativt instrument. I analysen anvendes to instrumenter med to separerte tester. Det ene er FERTIL92, som er det instrumentet brukt av Alesina og Rodrik som scorer høyest i relevanstesten. Det andre alternativet er en variabel som viser breddegraden til hovedstader i hvert enkelt land. Motivasjonen til bruk av dette baserer seg på litteraturens påstand om at land i tropiske områder presterer dårligere økonomisk på grunn av institusjoner implementert av kolonister (Acemoglu og Robinson 2001; Easterly og Levine, 2003). Dersom det alternative instrumentet skal være til nytte må effekten være gjennom ulikhet (Easterly, 2007).

Sargan-testen er asymptotisk kjikvadratfordelt med $L - B$ frihetsgraden. Om K -verdien overstiger Sargan-testens verdi er det ikke belegg for å avvise at instrumentet er gyldig (Hall, Griffiths, Lim, 2008). Problemet er imidlertid dersom begge instrumenter er ugyldige vil teste gi feilaktig gyldig resultat (Bårdsen og Nymo, 2011), og testen vil ikke være til noe hjelp.

Ved bruk av alle instrumentene til Alesina og Rodrik får Sargan-testen verdien 5.257. Med frihetsgrad 3 og $\alpha = 0.05$ blir testen signifikant. Den ene muligheten dette gir er at et eller flere av instrumentene er ugyldige. Den andre muligheten er at et eller flere av instrumenter er feilaktig utelatt som forklaringsvariabel for vekst⁹. For å se om testens verdi kan forbedres utelukkes FERTIL92 og testen gjennomføres på ny. Verdien som fremkommer nå er 2.76 som er ikke-signifikant (5%-nivå). Problemet nå er gyldighetskriteriet, hvor ingen forklaringsvariabler har en t -verdi over 3¹⁰.

Ved test av sukker-hveteraten oppnås verdien 3.42 ved bruk av FERTIL92 som et alternativt instrument. Dette er en relativ høy verdi, men fortsatt ikke-signifikant til et 5% nivå. Ved bruk av det andre alternativet oppnår Sargantesten en verdi på 0.41.

⁹ I en OLS regresjon med inkludering av alle instrumentene som høyresidevariabler for vekst finner jeg at FERTIL92 har høy t -verdi. Se appendiks (A7) for regresjonsresultat.

¹⁰ Fortsatt gir F -testen en verdi over 10. Verdien som fremkommer er 11.82.

6.6.3 IV regresjon: Ulikhetens effekt på vekst

Resultatet ved bruk av IV-regresjon er gjengitt i tabellen under. I kolonne 3A er vanlig estimator OLS tatt med som referanse. Kolonne 11B, 11C og 11D er IV-regresjoner. I kolonne 11B er alle instrumentene til Alesina og Rodrik (1994) brukt. Analysen viser en langt større negativ effekt fra ulikhet på vekst enn estimatoren OLS. Fra 0.1 enhet økning i inntektsgini reduseres vekstraten med 1.5%. Siden Sargantesten viste indikasjon på at instrumentet FERTIL92 var ikke-gyldig, gjennomfører også en IV-analyse uten FERTIL92. Denne er gjengitt i kolonne 11C. Også her viser resultatet at OLS undervurderer ulikhetens effekt på vekst. Fra 0.1 enhet økning ulikhet reduseres veksten med 1.24%.

Kolonne 11D viser resultatet fra bruk av Easterlys instrument. Easterlys instrument fremstår som et bedre alternativ ut ifra relevans- og gyldighetskriteriet. I likhet med de to andre IV-regresjonene, viser analysen i 11C at OLS undervurderer effekten av ulikhet. Ved bruk av sukker-hveteraten som instrument reduseres veksten med 1.31% ved 0.1 enhet økning ulikhet. t-verdiene er alle høye og signifikante til et 1% nivå.

IV-regresjon: Avhengig variabel: per capita vekst (GROWTH) 1992-2010				
Relevant OLS fra 1994	OLS(1)	2SLS	2SLS	2SLS
Regresjon	3A	11B	11C	11D
GINI92	-5.47 (-3.56)	-15.24 (-4.35)	-12.40 (-3.39)	-13.01 (-2.81)
GDP92	-0.52 (-3.40)	-1.09 (-4.24)	-0.92 (-3.60)	-0.89 (-3.21)
PRIM92	2.50 (3.24)	3.27 (3.29)	2.95 (3.09)	2.95 (2.95)
Konstant	6.35 (4.25)	14.28 (4.86)	12.11 (4.02)	12.05 (3.34)
R ²	0.13			
Utvalgsstørrelse	N=137	N=118	N=118	N=110
Problemfylt endogen variabel	Inntektsgini, 1992 (GINI92)			
Eksogene kontrollvariabler	Innskriving primærskole (PRIM92), Logaritme av initial BNP, 1992 (GDP92)			
Instrumentene i 11B	PRIM92, FERTIL92, MORTL92 og D_Afrika			
Instrumentene i 11C	PRIM92, MORTL92 og D_Afrika			
Instrumentet i 11D	Egnethet for produksjon av sukker kontra hvete (LWHEATSUGAR)			
GINI92	Inntektsgini, 1992. SWIID.3.1			

*Tallene som er oppgitt i parentes under koeffisientene, er t-verdier

Tabell 11: IV-regresjon

7. Avslutning

Det sentrale spørsmålet for oppgaven er om sammenhengen mellom ulikhet og vekst er forandret med bruk av bearbeidet ulikhetstall, sammenliknet med Alesina og Rodriks analyse fra 1994¹¹. Resultatet fra oppgavens analyse viser at bruk av bearbeidet tallmateriale gir svært like resultater som Alesina og Rodrik. Tabell 7.1 gir en sammenfatning av funnene i oppgaven. Kolonne A viser den tenkte effekten på vekst fra 0.1 enhet økning ulikhet (koeffisient b, likning 3.1), B viser effekten fra ett standardavvik økt ulikhet, mens C angir hvor stor effekt ett standard avvik økt ulikhet utgjør av ett standard avvik hos vekstobservasjonene. Funnene til Alesina og Rodriks empiriske analyse, om at ulikhet har en negativ samvariasjon med vekst, støttes derfor også i denne oppgaven.

Regresjon	Endret vekst fra 0.1 enhet økning ulikhet	Endret vekst fra ett st. avvik ulikhet	Andel av ett stand avvik ulikhet til ett stand. avvik vekst
Kolonne	A	B	C
Original resultat (AR)	- 0.57	- 0.51	31.50
Replikasjon (N=46)	- 0.45	- 0.41	25.31
Vekst 1970-1991, OLS	- 0.57	- 0.68	29.42
Vekst 1992-2010, OLS	- 0.54	- 0.58	29.00
IV-regresjon (AR)	- 1.52	- 1.62	88.00
IV-regresjon (Easterly)	- 1.30	- 1.37	77.40

Tabell 7.1: Illustrasjon av funnene i analysedelen. Ulikhetens sammenheng (effekt) på vekst. Størrelsene i kolonnene er i prosenter.

I tillegg har oppgavens analyse sett på effekten på sammenhengen mellom ulikhet og vekst ved å kontrollere for regionspesifikke effekter. I likhet med studiet av Deininger og Squire (1998) forringer kontrollen inntektulikhet (inntektsgini) statistiske styrke og forklaringsstørrelse. Etter introduksjon av regioner godkjennes ikke inntektsgini til et signifikansnivå på 10%. Det er mulig at økonomisk ulikhet inngår som en del av regionale egenskaper (siden inntektsgini kun er en tilnærmet størrelse for økonomisk ulikhet). Noe som kan tyde på dette er at landeiendomsulikhet beholder forkaringsstyrke etter introduksjon av regioner.

Opgaven ser også nærmere på ulikhetens sammenheng til investering i humankapital. Som diskutert i kapittel 2 er en virkningskanal til ulikhet via et imperfekt kredittmarked og redusert investering i humankapital. Fra oppgavens analyse vises det at ulikhet har lav samvariasjon med innskrivningsraten i primærskole, men svært høy samvariasjon med innskrivning i sekundærskole. En

¹¹ Det skal gjøres oppmerksom på at den avhengige variabelen vekst, ikke er den samme i regresjonene. Alesina og Rodrik bruker gjennomsnittsveksten fra 1960-1985, mens analysene i oppgaven bruker vekst fra 1970-1991 og vekst fra 1992-2010. Grunnen til dette er fordi talldekningen øker betydelig frem i tid.

forklaring til resultatet kan være at ulikhet virker først på investering i sekundærskole. Dette vil også passe inn til forklaringen at kostnadene ved utdanning i stor grad først inntreffer ved sekundærskole (Perotti, 1996).

Teorien som hevder at ulikhet, via et imperfekt kredittmarked, virker på vekst hevder at problemet er mest aktuelt for fattige land. Analysen undersøker derfor også om ulikhet har en større sammenheng til vekst hos fattige land. For å undersøke dette brukes det to tilnærminger. Den ene er en helningsdummyanalyse, hvor samspillseffekten mellom fattige land, og ulikhet og vekst blir analysert. Mens den andre er en oppdeling av utvalget i rike og fattige land, og gjennomføring av separate regresjoner. Fra helningsdummyanalysen er den statistiske styrken for en tilleggseffekt fra ulikhet blant fattige svak. Fra bruk av separate regresjoner støtter analysen hypotesen om at ulikhet har større virkning på fattige land.

Kausalitetsspørsmålet i analyse av ulikhetens effekt på vekst er sentralt. Er det slik at ulikhet faktisk forklarer vekst? I tillegg kan kausaliteten være toveis, som i så fall gjør forklaringsvariabelen *ulikhet* endogen. En metodikk som justerer for endogen forklaringsvariabel er instrumentvariabel (IV) - regresjon. Metoden er derfor benyttet i oppgaven. Som instrument er to forslag brukt. Det ene foreslått av Alesina og Rodrik (en lineær kombinasjon av flere variabler; 1994), mens det andre av Easterly (2007). Easterlys instrument er egnethet for produksjon av sukker i forhold til hvete i de enkelte landene. Instrumentet er inspirert av Sokoloff og Engermans teori om betydningen av faktorutrustning for økonomisk vekst (Engerman og Sokoloff, 1997, 2001). Funnene ved bruk av IV-regresjon er at ulikhet har signifikant negativ effekt på vekst. I tillegg viser analysen at estimatoren OLS undervurderer ulikhetens effekt.

Datagrunnlaget over økonomisk ulikhet har blitt betydelig bedre de siste 10-15 årene. Både med tanke på antall land representert, tidsdekning og kvalitetskontroll som muliggjør en sammenlikning på tvers av tid og land. Likevel representerer data en mulig feilkilde for empiriske undersøkelser, som ønsker å se på ulikhetens effekt på økonomiske størrelser (Banerjee og Duflo, 2003; Easterly, 2007). En ytterligere forbedring av ulikhetstall kan derfor representere et område for videre forskning. I tillegg kan det å konstruere et mål som tar for seg formuefordeling gjøre det mer klart hvordan økonomisk ulikhet virker på vekst. Som forklaringen og modellen i avsnitt 2.2.1 viste, kan fysisk kapital spille en sentral rolle.

Litteraturliste

Acemoglu, D., Johnson, S. og Robinson, J.A. (2001) "The Colonial Origins of Comparative development: an empirical investigation", *American Economic Review* 91(5), 1369-1401.

Acemoglu, D., og Robinson, J.A. (2012) Why Nations Fail: the origins of power, prosperity and poverty. *Crown Business, New York*

Aghion, P., Caroli, E. og Garcia-Penalosa, C. (1999) "Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories" *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. (Dec., 1999): 1615-1660.

Alesina, A. og Perotti, R. (1996) "Income Distribution, Political Instability, and Investment", *European Economic Review* 40(6): 1203-1228

Alesina, A. og Rodrik, D. (1994) "Distributive Politics and Economic Growth" *The Quarterly Journal of Economics* 109(2): 465-490.

Angrist, J.D. og Pischke, J.S. (2009): Mostly Harmless Econometrics. *Princeton, NJ: Princeton University Press.*

Arrow, K.J., (1962) "The Economic Implications of Learning by Doing", *Review of Economic Studies*, 29: 155-173.

Atems, B. (2013) "The spatial dynamics of growth and inequality: Evidence using U.S. county-level data" *Economics Letters* 118 (2013) 19–22

Banerjee, A. og Duflo, E. (2003) "Inequality and growth: What can the data say?" *Journal of economic growth* 8(3): 267-299.

Banarjee, A. og Duflo, E.(2010) "Giving credit where it is due." *The journal of Economic Perspectives*, 24(3):61-80

Banerjee, A og Iyer, L. (2005) "History in institutions and economic performance: the legacy of colonial land tenure systems in india." *American Economic Review* 95(4), 1190-1213.

- Banerjee, A og Newman, A. (1993) "Occupational choice and process of development" *Journal of Political Economy* 101(2): 274-298.
- Barro, R. (1991) "Economic growth in a cross-section of counties." *Quarterly Journal of Economics* 106:407-443.
- Barro, R. (1999) "Inequality, Growth and Investment", *NBER Working Paper 7038*.
- Barro, R. (2000) "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of economic growth* 5(1): 5-32.
- Barro, R. Og Lee, J. W. (1994) "Data set for a Panel of 138 Countries." *The University of Melbourne*
- Barro, R. og Lee, J. W. (2013) "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010." *forthcoming, Journal of Development Economics*
<http://www.barrolee.com/data/dataexp.htm>
- Baumol, W.J (1986) "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Longrun Data show," *American Economic Review* 76, 1072-1085
- Bénabou, R. (1996) "Inequality and Growth" *NBER Macroeconomics Annual*, vol.11: 11-74
- Biørn, E. (2009): Økonometriske emner. *Unipub* 3.utg.
- Burgess, R., og Pande, R. (2005) "Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment". *American Economic Review*, 95(3).
- Bårdsen, G. og Nymoen, R. (2011): Innføring I økonometri. Fagbokforlaget
- Chil Son, J. (2010) "A Reassessment the Relationship Between Growth and Inequality: Evidence from New Data." Institute for Monetary and Economic Research, The Bank of Korea
- Deininger, K. og Squire, L. (1996) "A new data set measuring income inequality". *World Bank Economic Review* 10(3).
- Deininger, K. og Squire, L. (1998) "New ways of looking at old issues: inequality and growth". *Journal of Development Economics* vol. 57: 259-287

De Long, B. (1988) "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comments," *American Economic Review* 78: 1138-1154

Easterly, W. (2007). "Inequality does cause underdevelopment: Insights from a new instrument". *Journal of Development Economics* 84:755-776

Easterly, W. og Levine, R. (1997) "Tropics, germs and crops: The role of endowments in economic development." *Journal of Monetary Economics* 50 (1) (January 2003)

Easterly, W. og Rebello, S. (1993) "Fiscal policy and growth." *Journal of Monetary Economics* 32: 417-458.

Engerman, S. Sokolff, K. (1997) "Factor endowments, institutions, and differential paths of growth among new world economies: a view from economic historians of the United States." *Stanford University Press, Stanford CA.*

Engerman, S. Sokolff, K. (2000) "History Lessons. Institutions, Factor Endowments, and Paths of Development in the New World". *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 14, number 3.: 217-232.

Fernandez, R., og Rogerson, R. (1996). "Income distribution, communities and the quality of public education." *Quarterly Journal of Economics* 111:135-164

Fields, G. (1989) "A compendium of Data on Inequality and Poverty of the Developing world" Cornell University, unpublished manuscript,

Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO; 2013) "Other International Comparison Tables of Agricultural (Census Data)" <http://www.fao.org/economic/the-statistics-division-ess/world-census-of-agriculture/additional-international-comparison-tables-including-gini-coefficients/other-international-comparison-tables-of-agricultural-census-data-explanatory-notes-and-comments/ar/>

Forbes, K. J. (2000) "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth" *American Economic Review* 90(4): 869-887

Frances S., Brown, G. og Mancini L. (2005). "Why Horizontal Inequalities Matter: Some Implications for Measurement." *CRISE (Centre for Research on Inequality, Human Security and Ethnicity) Working Paper No. 19.*

- Frankel, J.A. (2010) "The Natural resource curse: A survey". *Working Paper. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA 02138.*
- Galor, O. (2012) "Inequality, Human Capital Formation and the Process of Development" *Journal of Economic Literature* 50(4): 1051-1079
- Galor, O. og Moav, O. (2004) "From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development," *Review of Economic Studies* 71(4): 1001-1026
- Galor, O. og Zeira, J. (1993) "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies*, LX, 35-52.
- Galor, O. og Zeira, J. (1988) "Income Distribution and Investment in Human Capital: Macroeconomics Implication." *Working Paper No. 197, Department of Economics, Hebrew University.*
- Heston, A. og Summers, R. (1988) "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels: Estimates for 130 Countries," *The Review of Income and Wealth*, XXXIV, 1- 25 (WPT4)
- Heston, A., Summers, R. og Aten, B. "Penn World Table Version 7.0." Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, June 2011.
- Hill, C.R., Griffiths, W.E, og Lim, G.C (2008): Principles of Econometrics. Third Edition *John Wiley & Sons, Inc.*
- Jain, S. (1975) "Size Distribution of Income: A compilation of Data" The World Bank.
- Jappeli, T. og Pagano, M. (1994) "Saving, Growth and Liquidity Constraints", *Quartley Journal of Economics*, Vol. 109 (1): 83-109
- Kaldor, N. (1957) "A Modell of Economic Growth", *Economic Journal*, 67:591-624
- Keefer, P., og Knack, S. (1995) "Polarization, property rights and the links between inequality and growth." The world Bank, October. Mimeo.

- Keynes, J.M., (1920): *The Economic Consequences of the Peace*. London: *Macmillan*.
- Kuznets, S. (1955) "Economic growth and income inequality." *American Economic Review* 45:1-28
- Lopez J. H (2004) "Pro-poor growth: a review of what we know (and of what we don't know)" *The World Bank* (September 11)
- Mehlum, H. K. Moene, R. og Torvik, R. (2006) "Curse by Resources or Institutions?" *The World Economy* 29, pp. 1117-1131
- Meltzer, A. og A. Ricards, A. (1981) "A rational theory of the size of government." *Journal of Political Economy* 89:914-927
- Murray, M. P. (2006) "The Bad, the Weak, and the Ugly: Avoiding the Pitfalls of Instrumental Variables Estimation." Bates College. *Working Paper*.
- Olken, B, og Pande R. (2011) "Corruption in the Dveloping Countries." *NBER Working Paper 17398*.
- Perotti, R. (1992) "Fiscal policy, income distribution, and growth." Columbia University, November. *Working Paper 636*
- Perotti, R. (1994) "Income distribution and investment." *European Economic Review* 38:827-835
- Perotti, R. (1996) "Growth, income distribution and democracy: What the data say." *Journal of Economic Growth* 1(2): 149-187
- Persson, T., og G. Tabellini (1994) "Is inequality harmful for growth? Theory and evidence." *American Economic Review* 48:600-621.
- Ray, Debraj, (1998): *Development economics*. *Princeton University Press*, New Jersey
- Rodrik, D. (1997) "Where did All the Growth Go?: External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses", Kennedy School, Harvard University.

Solow, R. M., (1956) "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70: 65-94.

Saint-Paul, G. og Verdier, T. (1996) "Inequality, redistribution and growth: A challenge to the conventional political economy approach", *European Economic Review* 40(3-5): 719-728.

Solt, F. (2008) "Standardizing the World Income Inequality Database." *Social Science Quarterly*. SWIID Version 3.1, September 2012.

<http://myweb.uiowa.edu/fsolt/swiid/swiid.html>

Staiger, D. & Stock, J. (1997) "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments." *Econometrica*, 65(3), 557-586.

Svensson, J. (1993) "Investment, property rights and political instability: Theory and evidence." Stockholm University, Institute for International Economic Studies, December. Mimeo.

Sydsæter, K, Seierstad, A. Og Strøm, A. (2006): Matematisk analyse. Bind 2. Gyldendal Akademiske (2002), 4. Utgave, 3. opplag.

Taylor, C., og M. Hudson (1972): World Handbook of Political and Social Indicators. *Yale University Press*. New Haven and London

UNESCO, institute for statistics (2013; UIS)

<http://stats.uis.unesco.org/unesco/ReportFolders/ReportFolders.aspx> .

Van der Ploeg (2011) "Naturale Resources: Curse or Blessing?" *Journal of Economic Literature* 49(2)

Weil, D. (2005): Economic Growth. *Pearson Education, Inc. Pub.* Addison-Wesley

World Bank (1984)

World Bank (2013) World Development Indicators 2013. Washington D.C.: World Bank.

Wooldridge, J.M, (2010): Econometric Analysis of cross section and panel data. Massachusetts Institute og Technology. 2nd ed.

A1 Utklipp av Alesina og Rodriks regresjonsresultat (1994)

482

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMICS

TABLE I
GROWTH REGRESSIONS FOR 1960–1985

	High-quality sample (N = 46)		Largest possible sample (N = 70)		Largest possible sample			
	OLS (1)	TOLS (2)	OLS (3)	TOLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)
Const.	3.60 (2.66)	8.66 (3.33)	1.76 (1.50)	6.48 (2.93)	3.71 (3.86)	6.22 (4.69)	6.24 (4.63)	6.21 (4.61)
GDP60	-0.44 (-3.28)	-0.52 (-3.17)	-0.48 (-3.37)	-0.58 (-3.47)	-0.38 (-3.61)	-0.38 (-3.25)	-0.39 (-3.06)	-0.38 (-2.95)
PRIM60	3.26 (3.38)	2.85 (2.43)	3.98 (4.66)	3.70 (3.72)	3.85 (4.88)	2.66 (2.66)	2.62 (2.53)	2.65 (2.56)
GINI60	-5.70 (-2.46)	-15.98 (-3.21)	3.58 (-1.81)	-12.93 (-3.12)		-3.47 (-1.82)	-3.45 (-1.79)	-3.47 (-1.80)
GINILND					-5.50 (-5.24)	-5.23 (-4.38)	-5.24 (-4.32)	-5.21 (-4.19)
DEMOC* GINILND							0.12 (0.12)	
DEMOC								0.02 (0.05)
\bar{R}^2	0.28	0.27	0.25	0.26	0.53	0.53	0.51	0.51

The dependent variable is average per capita growth rate over 1960–1985. *t*-statistics are in parentheses. Independent variables are defined as follows:

- GDP60: Per capita GDP level in 1960
- PRIM60: Primary school enrollment ratio in 1960
- GINI60: Gini coefficient of income inequality, measured close to 1960 (see Appendix for dates)
- GINILND: Gini coefficient of land distribution inequality, measured close to 1960 (see Appendix for dates)
- DEMOC: Democracy dummy.

Two-stage least squares regressions use GDP60, PRIM60, literacy rate in 1960, infant mortality in 1965, secondary enrollment in 1960, fertility in 1965, and an Africa dummy as instruments.

Tabell A1: Utklipp av regresjonsresultatet fra 1994.

A2 Tabeller hvor ulikhetstall gjengis

Liste over inntektsgini til land, brukt i replikasjonen. Utvalget, på 46 land, brukes i regresjonene 1A, 1B og 1C, og er replikasjon til OLS(1) av Alesina og Rodrik (1994). Utvalget er det identiske til det brukt i 1994.

Land og tall brukt av Alesina og Rodrik (1994), N=46 (høy kvalitetstall)			
Kilden merket J er Jain (1975) og kilden merket F er Fields (1989)			
Land	Observasjons år	Kilde	Inntektsgini (GINI60)
Australia	1968	J	31.85
Bangla	1969	F	29
Braz	1960	F	53
Can	1961	J	32.15
Chile	1968	F	46
Colomb	1971	F	57
Costa Rica	1961	F	50
Denmark	1963	J	38.63
Egypt	1959	F	42
El Salva	1977	F	40
Fiji	1977	F	42.5
Finland	1962	J	47.29
France	1962	J	51.76
Germeny	1968	J	38.6
Greece	1958	J	38.14
Honduras	1968	J	61.88
Hong Kong	1966	F	49
India	1976	F	41.6
Indonesia	1964	F	33.3
Iran	1972	F	42.28
Israle	1957	J	31.43
Jamacia	1968	F	62.8
Japan	1962	J	38.68
Korea	1965	F	34.34
Malaysia	1958	F	42
Mexico	1958	F	53
Nepal	1977	F	53
Netherlands	1962	J	44.35
New Z	1966	J	31.35
Norway	1957	J	39.74
Pakistan	1963	F	35.6
Panama	1970	J	44.83
Philippines	1957	F	45.2
Sierra Leone	1967	F	59
Singapore	1972	F	40
South A	1965	J	58.13
Spain	1965	J	39.3
Sri Lanka	1953	F	46
Sweden	1963	J	40.58
Taiwan	1964	F	30.5
Thailand	1962	F	41.4
Trindia & Tob.	1971	F	53.9
Tunis	1975	F	40.4
Turkey	1968	F	56
U.K	1960	J	35.46
U.S.A	1960	J	38.65

Tabell A2.1: : Observasjoner over ulikhet brukt i replikasjonene.

Liste som tilføyes utvalget på 46 land. Observasjonene omtales av Alesina og Rodrik som med lavere kvalitet. Det er inntektsgini som listes.

Land og tall tilføyd ”høykvalitetstallene” av Alesina og Rodrik (1994), N=70 (Lavere kvalitet på observasjonene) Kilden merket J er Jain (1975)			
Land	Observasjonsår	Kilde	Inntektsgini (GINI60)
Argentina	1961	J	.4096556
Barbados	1961	J	.4096556
Botswana	1971	J	.4914003
Burma	1958	J	.38799
Chad	2002	J	.395211
Cote d'Ivoire	1966	J	.4217146
Cyprus	1990	J	.225279
Dominican Republic	1986	J	.4409617
Ecuador	1963	J	.4585203
Gabon	1960	J	.5948757
Guatemala	1971	J	.5194105
Guyana	1992	J	.4211626
Iraq	2004	J	.3531052
Kenya	1960	J	.6611874
Malawi	1969	J	.4317199
Peru	1961	J	.5276749
Senegal	1960	J	.5196749
Sudan	1968	J	.482564
Surinam	1962	J	.263995
Tanzania	1964	J	.3730137
Uruguay	1967	J	.3172442
Venezuela, RB	1962	J	.4244901
Zambia	1963	J	.4970488
Zimbabwe	1963	J	.5579343

Tabell A2.2 :Observasjoner over ulikhet brukt i replikasjonene. Tilføyd observasjoner til utvalget tallene i tabell A.1.1. Tilføyelsen er observasjoner som regnet mindre bra (Alesina og Rodrik, 1994).

Liste over landeiendomsgini til land, brukt i replikasjonen. Utvalget, på 49 og 41 land, i henholdsvis regresjon 1E og 1F. En kilde: Hudson og Taylor (1972)

Landeendomsgini, (LANDGINI60)		
En kilde: Hudson og Taylor (1972)		
N=49		
Land	Observasjonsår	Landeendomsgini
Argentina	1960	86.7
Australia	1960	88.2
Austria	1960	70.7
Belgium	1959	60.4
Brazil	1960	84.5
Colombia	1960	86.4
Costa Rica	1963	78.2
Dominican Rep.	1960	80.3
Denmark	1959	45.8
Ecuador	1954	86.4
El Salvador	1960	84.5
Finland	1959	35.1
West Germany	1960	66.8
Guatemala	1960	86.4
Honduras	1960	77
Iran	1960	62.5
India	1961	52.2
Iraq	1960	88.2
Ireland	1960	59.4
Italia	1960	73.2
Jamaica	1960	77
Japan	1960	47
Kenya	1960	69.2
Luxembourg	1960	63.8
Malaysia	1960	47.7
Mali	1960	47.7
Malta	1960	47.8
Mexico	1960	69.4
Netherlands	1950	57.9
New Zealand	1960	73.4
Nicargaua	1963	80.1
Norway	1959	67.6
Pakistan	1960	65
Panama	1961	73.5
Peru	1961	93.3
Philippines	1955	53.4
South Africa	1960	70
South Korea	1961	38.7
Spain	1960	79.7
Sweden	1961	50.6
Taiwan	1960	46.3
Thailand	1963	46
Trinidad and Tobago	1963	69.1
Turkey	1963	59.2
U. Arab Rep.	1964	67.4
U.K	1960	72.3
U.S	1959	71
Uruguay	1961	82.6
Venezuela	1956	90.0

Tabell A2.3: Landeiendomsgini brukt i replikasjon av resultatet til Alesina og Rodrik (1994). En kilde; Taylor og Hudson (1972).

Liste over inntektsgini og landeiendomsgini brukt i regresjonen med gjennomsnittlig vekst fra 1970-1991. Inntektsgini og landeiendomsgini. Antall inntektsgini observasjoner: N=84. Antallet landeiendomsgini: 38

Inntektsgini, 1970 og landeiendomsgini, 1970. For regresjonen med vekst over perioden 1970-1991.

En kilde inntektsgini: SWIID.3.1 En kilde for landeiendomsgini: FAO

Land	Obser.år	GINI70	Landgini, 1970	Land	Obser.år	GINI70	Landgini, 1970
Algeria	1970	31.0886		Morocco	1970	59.7767	
Argentina	1970	36.4494		Netherlands	1968	28.9037	48
Australia	1970	29.0042		New Zealand	1970	23.6604	
Austria	1970	25.8202	70	Nigeria	1970	53.3455	
Bangladesh	1969	19.4445		Norway	1970	22.072	46
Barbados	1970	35.1929		Pakistan	1970	22.3721	51
Belgium	1965	24.3729	60	Panama	1970	54.8867	80
Bolivia	1968	54.0069		Peru	1970	55.1242	91
Botswana	1971	49.14		Philippines	1970	48.0737	51
Brazil	1970	42.4118	84	Poland	1970	24.2519	
Canada	1970	29.8702		Portugal	1968	28.3134	81
Chile	1969	43.222		Puerto Rico	1969	41.6697	79
China	1970	33.3667		Senegal	1970	43.6186	
Colombia	1970	50.9822		Sierra Leone	1968	51.1964	
Costa Rica	1969	48.389		Singapore	1969	40.3283	
Denmark	1970	26.1751	43	South Africa	1970	64.7619	
Ecuador	1970	49.5041		Spain	1970	30.3606	84
Egypt	1970	36.8626		Sri Lanka	1970	32.0356	
El Salvador	1970	44.8111		Sudan	1969	46.9751	
Fiji	1968	51.7084	65	Swaziland	1974	60.3828	
Finland	1971	26.9816	25	Sweden	1970	23.989	
France	1970	33.1194	53	Taiwan	1970	28.0727	
Gabon	1968	55.6138		Tanzania	1970	44.9726	
Germany	1970	29.2052	51	Thailand	1970	49.6765	44
Greece	1970	32.3351	49	Trinidad and T.	1971	50.8625	
Guatemala	1971	51.9411		Tunisia	1970	42.0202	
Honduras	1968	55.049		Turkey	1970	51.009	57
Hong Kong	1971	41.8945		Uganda	1970	38.2184	
Hungary	1970	24.4989		United Kingd.	1970	27.1521	69
India	1970	34.6937	62	United States	1970	31.0785	72
Indonesia	1970	34.5508	55	Uruguay	1967	31.7244	
Iran	1970	45.6244		Venezuela	1970	40.8386	
Ireland	1970	33.1533	49	Zambia	1970	58.6926	
Italy	1970	35.5322	75	Zimbabwe	1970	54.665	
Jamaica	1970	59.3394		Cyprus	1990	22.52	61
Japan	1970	34.7002	47	Israel	1970	23.6312	77
Jordan	1971	42.0139		Neapl	1976	56.9498	56
Kenya	1970	63.3962		kongo	1972		37
Korea, Republic	1970	30.9076	37	Ethiopia	1979	35.3465	46
Luxembourg	1970	24.8905	45	Lesotho	1986	58.5139	39
Malawi	1970	44.4328	36	Switzerland	1980	31.2596	51
Malaysia	1970	47.5342					
Mauritius	1972	32.0002	82				
Mexico	1970	49.4364					

Tabell A2.4: Observasjoner over ulikhet brukt i regresjonene med vekst 1970-1991.

Inntektsgini landeiendomsgini brukt i regresjonene med vekst 1992-2010 som avhengig variabel. Landeiendomsgini er i kolonne "Landeendomsgini" fra kilden FAO. I kolonne "utv. Landgini" er det kilden Taylor og Hudson (1972) tilføyd. LWHEATSUGER er instrumentet fra Eastrely (2007)

Land	Obs. år	GINI92	Landeendomsgini	Utv. lande.gini	LWHEATSUGAR
Algeria	1992	33.8144			.0404
Argentina	1992	42.6574	.83	.83	.2895
Armenia	1992	41.1917			.112
Australia	1992	29.9716		.882	.1347
Austria	1992	33.909	.65	.65	.438
Azerbaijan	1992	40.2938			.0877
Bahamas	1992	29.1493	.87	.87	
Bangladesh	1992	27.0274			.128
Barbados	1992	32.6417	.94	.94	
Belarus	1992	32.2923			.4833
Belgium	1992	22.4	.56	.56	.4392
Belize	1993	53.9459			
Bolivia	1992	49.118			-.1195
Bosnia and Herzegovina	1992	36.0445			.5281
Botswana	1992	55.0259			.0088
Brazil	1992	51.1756	.85	.85	-.0491
Bulgaria	1992	27.8359			.4086
Burkina Faso	1994	60.6078	.42	.42	0
Burundi	1992	33.1732			.011
Cambodia	1994	42.7906			-.0201
Cameroon	1992	53.2306			
Canada	1992	27.9805	.64	.64	.1019
Cape Verde	1992	44.0264			
Central African Republic	1992	58.692			-.0407
Chile	1992	51.5283			.2481
China	1992	34.8265			.085
Colombia	1992	48.7216	.79	.79	-.0946
Costa Rica	1992	42.4265		.782	-.1385
Cote d'Ivoire	1992	37.4759			-.0428
Croatia	1992	31.9032			
Cuba	1978	30.2261			
Cyprus	1992	23.1793	.63	.63	
Czech Republic	1992	20.7			.4749
Denmark	1992	23.6	.44	.44	.4419
Djibouti	1995	38.1223			
Dominican Republic	1992	47.1109	.67	.67	-.2175
Ecuador	1992	48.641		.864	-.0257
Egypt	1992	33.3792	.65	.65	0
El Salvador	1992	47.3298		.845	-.0138
Estonia	1992	36.1046			.3529
Ethiopia	1992	42.2773	.47	.47	.1664
Fiji	1992	43.4744	.77	.77	-.0961
Finland	1992	20.81	.26	.26	.0206
France	1992	27.9074	.53	.53	.4375
Gabon	1992	49.8214			-.2017
Gambia	1992	59.5598			0
Georgia	1992	42.0163			.3854
Germany	1992	27.4721	.68	.68	.4452
Ghana	1992	36.4943			-.0078
Greece	1992	32.634	.57	.57	.2231
Guatemala	1992	54.0686	.73	.73	-.3314
Guinea	1992	44.6973	.48	.48	-.0035
Guinea-Bissau	1992	49.1017	.62	.62	
Guyana	1992	42.1163			-.0997
Haiti	1992	53.923			
Honduras	1992	50.0269	.66	.66	-.1246
Hong Kong	1992	42.2343			

Hungary	1992	31.0455			.4383
Iceland	1992	22.5472			
India	1992	32.3832	.58	.58	-.0045
Indonesia	1992	35.7965	.46	.46	-.0454
Iran	1992	43.2661	.7	.7	.1628
Ireland	1992	33.1494	.48	.48	.1005
Israel	1992	30.5			.2877
Italy	1992	31.4276	.78	.78	.3287
Jamaica	1992	51.6494		.77	-.3926
Japan	1992	28.5038	.59	.59	.2908
Jordan	1992	44.9143			.0071
Kazakhstan	1992	29.11			.129
Kenya	1992	52.2115		.692	.129
Korea, Republic of	1992	30.6586	.34	.34	.2493
Kyrgyz Republic	1992	41.4735			.0104
Lao	1992	30.2951			-.0497
Latvia	1992	24.971			.4253
Lebanon	1997	43.6625			.119
Lesotho	1992	59.0208	.49	.49	.1342
Lithuania	1992	29.9946			.4986
Luxembourg	1992	23.7698	.48	.48	
Macedonia, FYR	1992	28.2893			.1828
Madagascar	1992	46.5632			-.0544
Malawi	1992	60.9016	.52	.52	
Malaysia	1992	43.0794		.477	-.0889
Mali	1992	48.4216		.477	0
Mauritania	1992	44.8183			0
Mauritius	1992	38.2763			
Mexico	1992	48.5		.694	.0047
Moldova	1992	31.7496			.1976
Mongolia	1995	33.5788			0
Morocco	1992	38.017			
Mozambique	1996	41.4053			
Namibia	1993	69.7865	.38	.38	
Nepal	1992	36.8368	.45	.45	.0776
Netherlands	1992	26.3333	.55	.55	.3398
New Zealand	1992	33.3152		.734	.1234
Nicaragua	1992	53.1714		.801	-.1593
Niger	1992	39.4339			0
Nigeria	1992	53.1846			-.0048
Norway	1992	23.2852	.46	.46	.0535
Pakistan	1992	34.8006	.57	.57	.1462
Panama	1992	51.4859	.87	.87	-.1036
Papua New Guinea	1995	39.7628	.82	.82	-.0431
Paraguay	1992	43.5409	.93	.93	-.1519
Peru	1992	52.7765	.86	.86	-.0979
Philippines	1992	41.7677	.55	.55	-.2045
Poland	1992	27.4			.3491
Portugal	1992	31.1101	.78	.78	.3409
Puerto Rico	1992	41.3717	.77	.77	
Romania	1992	23.5786			
Russian Federation	1992	39.5			.3002
Rwanda	1992	34.6588			-.0027
Senegal	1992	50.5497			0
Serbia and Montenegro	1992	37.2735			.3944
Sierra Leone	1992	58.652			-.0096
Singapore	1992	39.4412			
Slovak Republic	1992	18.9			
Slovenia	1992	22.424	.62	.62	.4173
South Africa	1992	59.5936		.7	.1088
Spain	1992	32.8147	.86	.86	.0649
Sri Lanka	1992	36.8906			-.0565
St. Lucia	1995	39.539	.7	.7	
Suriname	1999	48.8193			
Swaziland	1994	56.3827			.0719
Sweden	1992	22.9		.506	.17777
Switzerland	1992	30.7	.5	.5	.5439
Taiwan	1992	27.2368		.463	

Tajikistan	1992	29.225			
Tanzania	1992	37.1334			.0671
Thailand	1992	50.9582		.46	-.0054
Trinidad and Tobago	1992	37.1755		.691	
Tunisia	1992	38.8445			.1173
Turkey	1992	43.9077	.61	.61	.1601
Turkmenistan	1992	26.9495			0
Uganda	1992	44.6612	.59	.59	-.1508
Ukraine	1992	22.7123			.3094
United Kingdom	1992	34.0085	.67	.67	.3385
United States	1992	34.4482	.74	.74	.383
Uruguay	1992	40.507		.826	.5775
Uzbekistan	1992	30.5715			
Venezuela	1992	38.8304		.9	-.0544
Viet Nam	1992	35.2602	.53	.53	-.0786
Yemen, Republic of	1992	37.9467			
Zambia	1992	65.7209			.0508
Zimbabwe	1992	53.6827			.0084

Tabell A4: Observasjoner over ulikhet brukt i regresjonene med vekst 1992-2010.

A4 Korrelasjonsmatriser av høyresidevariabler

A4.1 Replikasjonsanalysen

Variabel	GINI60	PRIM60	GDP60
GINI60	1.00		
PRIM60	-0.25	1.00	
GDP60	-0.13	0.64	1.00

Tabell A4.1: Korrelasjonsmatrise. Variabler og tall brukt i replikasjonen. Vekst 1960-1985. N=46

Variabel	GINI60	PRIM60	GDP60	Landeendomsgini
GINI60	1.00			
PRIM60	-0.31	1.00		
GDP60	-0.29	0.50	1.00	
Landeendomsgini	0.048	-0.0225	0.092	1.00

Tabell A4.2: Korrelasjonsmatrise. Variabler og tall brukt i replikasjonen. Vekst 1960-1985N=37

A4.2 Analyse med vekstrekken 1970-1991 som avhengig variabel.

Variabel	GINI70	PRIM70	GDP70
GINI70	1.00		
PRIM70	-0.24	1.00	
GDP70	-0.44	0.64	1.00

Tabell A4.3: Korrelasjonsmatrise. Vekstobservasjonene 1970-1991. N=84

Variabel	GINI70	PRIM70	GDP70	Landeendomsgini
GINI70	1.00			
PRIM70	-0.20	1.00		
GDP70	-0.56	0.64	1.00	
Landeendomsgini	0.11	0.19	0.14	1.00

Tabell A4.4: Korrelasjonsmatrise. Vekstobservasjonene 1970-1991. N=37

A4.2 Analyse med vekstrekken 1991-2010 som avhengig variabel.

Variabel	GINI92	PRIM92	SECUND92	GDP92
GINI92	1.00			
PRIM92	-0.084	1.00		
SECUND92	-0.61	0.51	1.00	
GDP92	-0.53	0.48	0.77	1.00

Tabell A4.1: Korrelasjonsmatrise. Vekstobservasjonene 1992-2010. N=118

Variabel	GINI92	PRIM92	SECUND92	GDP92	Landeendomsgini
IGINI92	1.00				
PRIM92	-0.05	1.00			
SECUND92	-0.69	0.47	1.00		
GDP92	-0.69	0.48	0.88	1.00	
Landeendomsgini	0.1422	0.4811	0.036	0.12	1.00

Tabell A4.1: Korrelasjonsmatrise. Vekstobservasjonene 1992-2010. N=64

A5 Tabell med sammenfattende informasjon av ulikhetstallene

Regresjon	Replikasjon			1970-1991			1991-2010		
	Region	Antall	Snitt	St.av	Antall	Snitt	St.av	Antall	Snitt
Hele	46	43.51	8.84	84	39.98	11.97	143	39.22	10.77
Afrika	4	49.88	10.80	20	49.65	9.91	39	48.09	9.93
Sub - Sahara	2	58.56	0.61	16	51.45	8.74	34	49.80	9.45
OECD	15	38.62	5.91	23	27.36	3.71	26	28.44	4.37
Sørøst Asia	11	39.67	7.51	11	40.55	9.11	11	36.23	6.83
Sør og mellom Amerika	9	52.06	7.72	22	45.64	9.17	26	45.30	7.30
Øst Europa	-	-	-	3	33.25	15.37	14	31.38	5.22

Tabell A5.1 Oversikt over gjennomsnittlig inntektsgini i de forskjellige regresjonene, kapittel 6. Først er antall observasjoner, deretter gjennomsnittet. En utvidet tabell med standard avvik er i appendiks.

Regresjon	Replikasjon			1970-1991			1991-2010		
	Region	Antall	Snitt	St.av	Antall	Snitt	St.av	Antall	Snitt
Hele	49	67.95	15.20	65	65.62	17.36	72	64.94	15.92
Afrika	3	62.3	12.65	7	54.17	19.03	12	57.00	13.11
Sub - Sahara	3	62.3	12.65	7	54.17	19.03	10	53.62	10.95
OECD	16	41.07	6.26	20	58.15	15.63	24	59.17	14.74
Øst Asia	5	46.28	5.21	7	48	6.13	8	48.25	7.62
Sør og mellom Amerika	17	81.49	6.84	24	81.18	7.24	19	80.35	7.77
Øst Europa	-	-	-	-	-	-	1	45	-

Tabell A5.2 : Oversikt over gjennomsnittlig landeiendomsgrini i de forskjellige regresjonene, kapittel 6. Først er antall observasjoner gitt, før snittet og standardavviket vises.

A5 Hausmans test for endogenitet

En fare i analysen er at forklaringsvariabel ulikhet er korrelert med feilledet. Årsakene som kan skape dette er at vesentlige høyresidevariabler ikke er tatt med, kausaliteten er toveis eller at det er forbundet målefeil til ulikhetstallene. En test som forsøker å avdekke om det eksisterer en korrelasjon er *Hausmans test for endogenitet*. Testen er en nullhypotesetest av:

$$H_0: \text{cov}(\text{Ulikhet}_i, e_i) = 0$$

$$H_1: \text{cov}(\text{Ulikhet}_i, e_i) \neq 0$$

Om testen støtter nullhypotesen vil både OLS og instrument variabel estimator være konsistent. Dermed, i store utvalg vil forskjellene mellom de to gå mot null. Om derimot arbeidshypotesen (H_1) bekreftes vil OLS være inkonsistent og IV-regresjon vil være foretrukket (Hill, Griffiths og Lim, 2008)

Testen fremgår på følgende måte:

Steg 1: Estimer likningen $Ulikhet = a + bGDP92 + cPRIM92 + dZ + v$ med OLS. Her er a,b,c koeffisienter til de eksogene høyresidevariablene i likning 3.1, mens d er koeffisientvektor til alle aktuelle instrumentene. Z er en vektor som innbefatter alle instrumentene. Fra estimeringen predikerer man residualene: v^{\wedge} .

Steg 2: Deretter inkluderes predikerte residualene i analysens hovedlikning, som er:

$$\text{Vekst}_{1992-2010} = \alpha + \beta GDP92 + \delta PRIM92 + \gamma Ulikhet + \mu v^{\wedge} + e$$

Denne likningen estimeres med vanlig OLS. Om koeffisient μ så viser seg å være signifikant vil dette være en indikasjon på at det er en korrelasjon mellom feilledet og forklaringsvariabelen ulikhet.

Analysen over endogenitet i oppgaven gjennomfører først steg av nevnte prosedyre. Det vil bli to analyser, den ene ved bruk av instrumentene til Alesina og Rodriks instrumenter (fertilitet, dødelighet til spedbarn og Afrika-dummy), mens den andre ved bruk av instrumentet til Easterly(2007). Tabell 1 er regresjon av første steg, omtalt over, mens tabell 2 er resultatet fra steg 2. Som en kan se underbygger testen endogenitetsprobelmet. I regresjon 1 har residualene høy signifikans. I regresjon 2 er de signifikant til et 5% nivå. Nullhypotesen støttes derfor ikke.

Avhengig variabel: Inntekstulikhet intialverdi 1992(GINI92)

Regresjon	1	2
GDP92	-0.009 (-0.77)	-0.027 (-3.16)
PRIM92	0.19 (4.74)	0.024 (0.52)
Fertilitet92	0.34 (3.54)	
Spedbarnsdødelighet	-0.00012 (-0.26)	
Afrika-dummy	0.07 (2.81)	
LWHEATSUGAR		-0.21 (-4.67)
Konstant	0.15 (1.19)	0.62 (10.56)
Utvalg	137	110
R2	0.48	0.39
Justert R2	0.46	0.37
GDP92	BNP – tall , logaritmestørrelser. WPT 7.	
PRIM92	Innskrivning primærskole. UNESCO	
Fertilitet92	Fertilitet året 1992. Databanken, Worldbank	
Spedbarnsdødelighet	Spedbarnedødelighet. Databanken, Worldbank	
LWHEATSUGAR	Egnethet for produksjon av sukker i forhold til hvete. Easterly (2007)	

Tabell A6.1 : Resultatet fra steg 1 av Husmanstest for endogenitet.

Avhengig variabel: Årlig snittvekst 1992-2010.

Regresjon	1	2
GDP92	-1.20 (6.57)	-0.89 (3.45)
PRIM92	3.75 (5.17)	2.95 (3.17)
Fertilitet92		
Spedbarnsdødelighet		
Afrika-dummy		
EHAT	17.60 (5.70)	9.20 (1.95)
Konstant	15.75 (7.40)	12.05 (3.59)
Utvalg	137	110
R2	0.30	0.39
Justert R2	0.28	0.37
GDP92	BNP – tall , logaritmestørrelser. WPT 7.	
PRIM92	Innskrivning primærskole. UNESCO	
Fertilitet92	Fertilitet året 1992. Databanken, Worldbank	
Spedbarnsdødelighet	Spedbarnedødelighet. Databanken, Worldbank	
LWHEATSUGAR	Egnethet for produksjon av sukker i forhold til hvete. Easterly (2007)	
EHAT	Predikerte residualer.	

Tabell A6.2: Steg 2 av Husmanstest for endogenitet.

A7 Vekstregresjon med instrumentene til AR (1994) på høyre side

Avhengig variabel: Årlig snittvekst 1992-2010.	
Regresjon	A6.2
GDP92	-1.00 (-4.12)
GINI92	-0.46 (-0.26)
PRIM92	0.18 (0.21)
MORTL92	0.006 (0.57)
SECUND92	-0.47 (-0.54)
FERTIL92	-0.91 (-4.02)
Konstant	14.02 (5.13)
Utvalg	118
R2	0.28
Justert R2	0.23
GDP92	BNP – tall , logaritmestørrelser. WPT 7.
GINI92	Inntektsgini, 1992. SWIID.3.1
PRIM92	Innskrivning primærskole. UNESCO
Fertilitet92	Fertilitet året 1992. Databanken, Worldbank
Spedbarnsdødelighet	Spedbarnedødelighet. Databanken, Worldbank

Tabell A6.2: Vekstregresjon med instrumentene, foreslått av Alesina og Rodrik (1994) som høyresidevariabler.

A8 Konfidensintervall til kontrollstørrelsene.

Variabel (t-verdier)	Koeffisient fra tabell 6.2, 2A	90% konfidens intervall	Variablene fra 1994	Koeffisient fra tabell 1V, OLS(1)
GDP70 t-verdier	-0.83 (-3.55)	[-1.22, -0.45]	GDP60	-0.44 (3.28)
PRIM70 t-verdier	4.64 (3.97)	[2.69, 6.58]	PRIM60	3.26 (3.38)

Tabell 6.2 B: Oversikt over konfidensintervall til kontrollstørrelsene i regresjon 2A. Vekst over perioden 1970-1991.