



# Konvergensklubber og opprettholdelsen av internasjonale inntektsforskjeller

En empirisk analyse av perioden 1952-2007

Ole-Christian Grytten

Våren 2014

Institutt for samfunnsøkonomi  
Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Veileder: Hildegunn E. Stokke



Denne oppgaven er utarbeidet ved Institutt for samfunnsøkonomi ved NTNU som en avsluttende del av masterprogrammet i samfunnsøkonomi. Det å skrive denne oppgaven har vært både spennende og lærerikt. Jeg har lært mye om emnet, om økonomiske utfordringer og om selve skriveprosessen som har ledet til det ferdige produktet.

Jeg ønsker å rette en stor takk til min veileder Hildegunn E. Stokke som hele veien har gitt meg god hjelp og raske svar. Din veiledning har definitivt styrket oppgaven. Jeg ønsker å takke Jutta Huber ved University of Groningen som gjorde meg oppmerksom på datasettet til [Erumban \(2013\)](#). Takk også til dere på lesesalen. Diskusjonene her har gjort oppgaven bedre og bidratt til en trivelig tid.

Avslutningsvis vil jeg takke Mona Grytten og Frank Sunde for korrekturlesing.

Ole-Christian Grytten  
30.05.2014, Trondheim



# Innhold

<b>1</b>	<b>Introduksjon, sammendrag og disposisjon</b>	<b>1</b>
1.1	Introduksjon . . . . .	1
1.2	Sammendrag . . . . .	1
1.3	Disposisjon . . . . .	2
<b>2</b>	<b>Bakgrunn og eksisterende forskning</b>	<b>3</b>
<b>3</b>	<b>Teori</b>	<b>6</b>
3.1	Klassisk konvergens . . . . .	6
3.2	Teknologisk konvergens . . . . .	10
3.3	Divergens og konvergensklubber . . . . .	12
<b>4</b>	<b>Metode</b>	<b>15</b>
4.1	Barr regresjoner . . . . .	15
4.2	Spline-regresjoner . . . . .	18
4.3	Estimering av kerneltettheter . . . . .	18
4.4	Ikke-lineære kernelplott (lokal polynom-glatting) . . . . .	19
4.5	Markovkjeder . . . . .	20
4.6	Q- og LR-tester . . . . .	22
<b>5</b>	<b>Datamateriale og potensielle utfordringer</b>	<b>24</b>
5.1	Tall for BNP per capita . . . . .	24
5.2	Kontrollvariabler . . . . .	25
<b>6</b>	<b>Empiriske undersøkelser, del 1</b>	<b>28</b>
6.1	Relativ BNP per capita-utvikling . . . . .	28
6.2	Barr regresjoner, del 1 . . . . .	29
6.3	Barr regresjoner, del 2 . . . . .	32
6.4	Spline-regresjon . . . . .	35
6.5	Ikke-lineære kernelplott . . . . .	36
6.6	Kerneltettheter . . . . .	37
<b>7</b>	<b>Empiriske undersøkelser, del 2: Markovkjeder</b>	<b>40</b>
7.1	BNP per capita-dynamikk ved bruk av markovkjeder . . . . .	40
7.2	Forskjeller over tid . . . . .	42
7.3	OECD og sørøst-Asia, relativt til den øvrige verden . . . . .	45
7.4	Afrika relativt til den øvrige verden . . . . .	47
7.5	Sammenlikning med Kremer et al. (2001) . . . . .	49

7.6	Dynamikk innad utvalgene . . . . .	51
<b>8</b>	<b>Konklusjon</b>	<b>53</b>
<b>9</b>	<b>Referanser</b>	<b>55</b>
<b>A</b>	<b>Appendiks</b>	<b>59</b>
A.1	Ytterligere figurer . . . . .	59
A.2	Ytterligere tabeller . . . . .	61
A.3	Landoversikt (146 observasjoner, 212 land) . . . . .	65

## Tabeller

1	Deskriptiv statistikk . . . . .	25
2	Deskriptiv statistikk for kontrollvariabler . . . . .	25
3	Barr regresjoner (absolutt): avh. var.: $avgrowth_{1952-2007}$ . . . . .	30
4	Barr regresjoner (betinget): $avgrowth_{1952-2007}$ . . . . .	33
5	Spline-regresjon: avh. var.: $avgrowth_{1952-2007}$ . . . . .	35
6	Markovkjede: 146 obs, 1952-2007 . . . . .	41
7	Markovkjede 1952-1977, relativt til verden . . . . .	43
8	Markovkjede, 1977-2007, relativt til verden . . . . .	44
9	Q-test: Tidsperioder . . . . .	44
10	LR-test, tidsperioder . . . . .	45
11	Markovkjede: OECD og sørøst-Asia relativt til verden . . . . .	46
12	Markovkjede: Hele settet minus OECD og sørøst-Asia, relativt til verden	46
13	Markovkjede: Afrika relativt til verden . . . . .	48
14	Markovkjede: Hele settet minus Afrika . . . . .	48
15	Markovkjede: Ikke-fornybare land utelatt . . . . .	50
16	Markovkjede: OECD og sørøst-Asia, relativt til eget gjennomsnitt . .	51
T1	Barr regresjon (absolutt): avh. var.: $avgrowth_{1952-2008}$ . . . . .	61
T2	Markovkjede 146 obs, 1953-2007, femårgjennomsnitt . . . . .	61
T3	Q-test: OECD og sørøst-Asia . . . . .	62
T5	Q-test: Afrika . . . . .	62
T4	LR-test: OECD og sørøst-Asia . . . . .	63
T6	LR-test: Afrika . . . . .	63
T7	Markovkjede: (Kremer et al. (2001), tabell 3) . . . . .	64

## Figurer

1	Solow-modellen med teknisk fremgang . . . . .	9
2	Konvergens i Solow-modellen . . . . .	10
3	Dynamikk ved teknologisk konvergens . . . . .	12
4	Benhabib Spiegel med teknologisk diffusjon . . . . .	14
5	BNP per capita relativt til USA . . . . .	29
6	Fravær av absolutt konvergens for 146 land . . . . .	30
7	Ikke-lineært kernelplott med 146 observasjoner . . . . .	37
8	Kerneltetthet for hele utvalget . . . . .	38
F1	Ikke-lineært kernelplott hvor afrikanske land er ekskludert. . . . .	59
F2	Ikke-lineært kernelplott for OECD. . . . .	59
F3	Ikke-lineært kernelplott for OECD og sørøstasiatiske land. . . . .	59
F4	Populasjonsvektet kerneltetthet, hvor 3 utliggere er fjernet. . . . .	60
F5	Kerneltetthet for OECD . . . . .	60
F6	Kerneltetthet for OECD og sørøst-Asia . . . . .	60





# 1 Introduksjon, sammendrag og disposisjon

## 1.1 Introduksjon

Denne oppgaven undersøker konvergens mellom land for perioden 1952-2007. For denne perioden har verden som helhet hatt en stor økning i BNP per capita<sup>1</sup>, men det som vektlegges i denne oppgaven er hvordan landene har gjort det relativt til hverandre, og om konvergensklubber har blitt dannet. Dette er blant de store spørsmålene innen samfunnsøkonomien, og noe jeg syntes det ville være spennende å se nærmere på, fra ulike analytiske innfallsvinkler.

Opgaven undersøker for absolutt og betinget konvergens med barr regresjoner, men forteller disse regresjonene hele historien om konvergens? Det viser seg at dette kan diskuteres, og kernel-tetthetsfunksjoner og spline-regresjoner inkluderes derfor i analysen. Ved å se på ulike underutvalg kan man se om det er konvergens blant spesifikke inntektsgrupper. I så fall kan dette bidra til dannelse av konvergensklubber.

For å utvide analysen ytterligere inkluderes markovkjeder. Markovkjedene ser på sannsynligheten for å bevege seg mellom inntektsgrupper, og gir informasjon om den langsiktige fordelingen og dynamikken innad fordelingen. Eksempelvis har den rikeste gruppen lavere sannsynlighet for å bevege seg nedover inntektsgruppene enn de øvrige gruppene, noe som påvirker langsiktig utvikling.

Opgaven diskuterer ulike typer konvergens, og jeg følger Galor (1996) i presentasjonen av disse definisjonene. Hypotesen om absolutt konvergens innebærer at BNP per capita-nivåene konvergerer mot hverandre på lang sikt, uavhengig av initialbetingelser. Betinget konvergens innebærer at ulike lands BNP per capita-nivå konvergerer, gitt at landene er like i sine strukturelle karakteristikk. Hypotesen om konvergensklubber sier at land som er like i sine strukturelle karakteristikk konvergerer til hverandre gitt at initialbetingelsene deres er i samme konvergensintervall ('basin of attraction').

## 1.2 Sammendrag

Datamaterialet viser at verden som helhet ikke har nærmet seg USA (som er definert som verdenslederen). I oppgaven finner jeg med barr regresjoner ikke absolutt konvergens for hele utvalget på 146 land, men jeg finner absolutt konvergens innad

---

<sup>1</sup>Bruttonasjonalprodukt per innbygger

ulike utvalg, eksempelvis OECD. Jeg finner betinget konvergens for hele utvalget med bruk av en barr regresjon. Denne må tolkes med varsomhet, men sier at like land vil konvergere mot en felles likevekt. Spline-regresjonen viser ulik dynamikk for ulike 1952-inntektsgrupper, noe det ikke-lineære kernelplottet støtter. Det gjør også kerneltetthetene med bevegelse fra en èntoppet til en totoppet fordeling. Dette er konsistent med fravær av absolutt konvergens.

Den ergodiske fordelingen i markovkjedeanalysen viser tilsvarende med en marginalisering av middelklassen, og konsentrasjon av land i den rikeste og den fattigste inntektsgruppen. Det at en ikke finner signifikante forskjeller i overgangssannsynlighetene innad perioden 1952-2007 gjør det mer troverdig å se på overgangssannsynlighetene under ett for hele perioden. Tester viser at utvalget med OECD og sørøst-Asia skiller seg signifikant fra den øvrige gruppen og går mot et felles nivå. Innad dette utvalget er det også bevegelse til en èntoppet ergodisk fordeling. Tilsvarende finner en også for Afrika. Dette er en sterk indikasjon på at dette er to konvergensklubber.

Det kan ikke sies med sikkerhet at konvergensklubber skaper den totoppede ergodiske fordelingen, men undersøkelsen av to store grupper av land peker på de potensielle konvergensklubbene som en viktig årsak til denne. Denne oppgaven viser at internasjonale inntektsforskjeller har blitt opprettholdt i perioden. Opphenting for fattige land har ikke skjedd automatisk, til tross for mulighetene denne perioden har brakt. Derimot indikerer dynamikken tydeligere skiller mellom de landene som lykkes, og de som ikke gjør det.

### 1.3 Disposisjon

I neste kapittel presenteres bakteppet for oppgaven og eksisterende forskning innen konvergensanalyse. Her presenteres resultat fra både markovkjede-analyser og mer ordinære analyser. Relevante teorier som klassisk konvergens, teknologisk konvergens, samt teorier mot konvergens, presenteres i kapittel 3. I kapittel 4 utledes metodene som er benyttet i den empiriske analysen. Det gjøres så rede for datamaterialet som er brukt i oppgaven og utfordringer knyttet til dette i kapittel 5. Selve analysen og diskusjon rundt denne gjennomføres i kapittel 6 og 7. Først utføres ulike regresjoner og grafiske undersøkelser, før et eget kapittel med markovkjedeanalyser følger. Avslutningsvis kommer konklusjonen som oppsummerer analysen, knytter empirien til teorien og foreslår videre forskning.

## 2 Bakgrunn og eksisterende forskning

De siste århundrene har Vest-Europa og USA hatt en betydelig større vekst enn den øvrige verden, noe som har skapt store inntektsforskjeller mellom land. Viktige faktorer for dannelsen og opprettholdelsen av dette var kolonisering, diktatur og den industrielle revolusjon. Etter 2. verdenskrig har flere stater blitt uavhengige, mange diktatur er avskaffet og vi befinner oss nå i en globalisert verden. I en slik globalisert verden burde det være større muligheter for konvergens. Varer handles og fraktes lettere mellom land. Dette reduserer problemet med lav etterspørsel i hjemmemarkedet som fattige land ofte har. Muligheten for å imitere andres teknologi er også stor. Land er heller ikke avhengig av kapital innad eget land, de kan låne kapital i internasjonale kapitalmarkeder, eller de kan legge til rette for investeringer fra internasjonale selskaper.

Dette var et glansbilde av globalisering, men argumentet er at det i denne perioden har blitt større muligheter for konvergens enn tidligere. Problematisk side ved globalisering er 'race to the bottom' for skatt og reguleringer. Globaliseringen er også problematisk for de landene som ikke greier å omstille seg til den internasjonale konkurransen. [Lucas \(1990\)](#) diskuterer den lave kapitalflyten inn til fattige land, så til tross for mulighetene som har oppstått, har det vært utfordringer å finne i en globalisert verden.

Årsaken til at jeg konsentrerer meg om perioden 1952-2007, er at det her er et rikt utvalg land, samt bedre presisjon i datamaterialet for denne perioden sammenlignet med tidligere perioder. I løpet av denne perioden har enkelte land hatt stor suksess, for eksempel Sør-Korea, men en bred og absolutt konvergens ser ikke ut til å ha funnet sted. Det er heller ikke alle lands BNP per capita-vekst som lar seg kopiere, eksempelvis land med enorme råvaremengder. Tilfellet Sør-Korea er i så måte av større interesse.

[Barro og Sala-I-Martin \(1992\)](#) finner konvergens for amerikanske stater og regioner (1840-1963), og de finner også konvergens når de undersøker et utvalg med de 20 originale OECD-landene (1960-1985). Når det undersøkes for konvergens mellom 98 land, finner [Barro og Sala-I-Martin \(1992\)](#) derimot ikke tegn til konvergens (1960-1985). Det er også funnet en sterkere konvergenseffekt for amerikanske regioner enn for OECD-landene. Funnene i de tre utvalgene peker i retning av at jo nærere og jo mer homogent utvalget som undersøkes er, jo større er sannsynligheten for en betydelig konvergens.

[Sala-I-Martin \(1996\)](#) finner ikke absolutt konvergens når han undersøker et utvalg

med 110 land for perioden 1960-1990. Derimot finner han betinget konvergens med en årlig opphenting på 2%. Dette innebærer en halvering i forskjellene på 35 år. I samme artikkel finner Sala-I-Martin absolutt konvergens for OECD-landene (1960-1990), også her med omkring 2% årlig opphenting. Som allerede nevnt fant [Barro og Sala-I-Martin \(1992\)](#) konvergens for amerikanske regioner, og [Sala-I-Martin \(1996\)](#) finner tilsvarende for USA(1880-1990). Dette sees også når regioner innad Japan(1955-1990) og Europa(1950-1990) undersøkes. Regionene i Europa som det undersøkes innad er Tyskland, Storbritannia, Frankrike, Spania og Italia. I disse utvalgene ligger årlig opphenting også omkring 2%. Regresjonen i [Sala-I-Martin \(1996\)](#) for OECD-landene, støttes også av utviklingen til spredningens fordeling i perioden, som er å finne i samme artikkel.

En absolutt konvergens mellom de fleste land ser ikke ut til å ha ikke funnet sted, og [Findlay \(1978\)](#) bemerket at det finnes en grense for når land er i stand til å oppnå konvergens. Dersom land ligger for langt bak teknologisk sett vil de ikke være i stand til å utnytte de teknologiske eksternalitetene fra de ledende landene, og dette gir divergens. Dette støttes av [Stokke \(2004\)](#) med simuleringer av Thailand som eksempel. [Stokke \(2004\)](#) finner at proteksjonisme og mangel på humankapital påvirker teknologiadopsjonen negativt, og gir potensiell teknologisk divergens.

[Baumol \(1986\)](#) finner indikasjoner på konvergensklubber. Han finner absolutt konvergens for perioden 1870-1979, men denne regresjonen inneholder kun 16 industrialiserte land. Denne regresjonen er i større grad en analyse av en konvergensklubb, enn mellom et representativt utvalg land, noe som betyr at Baumol her eventuelt fant en konvergensklubb. Denne regresjonen er kritisert av [Delong \(1988\)](#). Han trekker frem skjevheten (bruken av et ex post 'suksessutvalg'), og mener at en var dømt til å finne konvergens for dette utvalget. [Delong \(1988\)](#) sier at en forventningsrett gjennomgang av land som var relativt rike i 1870, ikke viser tegn til konvergens for en slik klubb. For perioden 1950-1980, med 72 land, fant [Baumol \(1986\)](#) ikke absolutt konvergens, men at land med sentralplanlegging, samt de 16 'suksesslandene', så ut til å konvergere innad sin gruppe.

[Quah \(1993a\)](#) sin analyse av 118 land for perioden 1962-1985 indikerer også konvergensklubber. Han finner at de rike forblir rike og de fattige forblir fattige, men han finner også en marginalisering av middelklassen. Denne bevegelsen mot en to-toppet fordeling peker i retning av dannelse av konvergensklubber. En svakhet med markovkjede-analysen hans, er bruken av ettårsoverganger. Med en 23-årsovergang ser en også en to-toppet fordeling, men analysen viser da en større opphopning i den rikeste gruppen. Utfordringen i denne analysen er få observasjoner. [Kremer et al.](#)

(2001) undersøker perioden 1960-1996 og finner bevegelse mot den rikeste gruppen for hovedvekten av landene i utvalget (128 land), og dette med femårsoverganger. Denne analysen indikerer konvergensklubber i mindre omfang enn hos Quah (1993a), selv om noen land forblir fattige.

Rodrik (2011) har funnet at den potensielle veksten for utviklingsland var like stor i 2008 som i 1950, og er skeptisk til hvorvidt land vil konvergere i fremtiden. Han finner ikke absolutt konvergens for BNP per capita på tvers av land, men finner betinget konvergens for perioden. Rodrik (2011) analyserer derfor produktivetsdata for industrien. Han ser da på sammenhengen mellom initial arbeidsproduktivitet og vekst i arbeidsproduktivitet i industrisektorer. Rodrik (2011) finner her både absolutt og betinget konvergens.

Dette åpner for en rask diskusjon av drivere for konvergens. Dette er et komplekst emne, men Rodrik (2011) bemerker at industrisektorene er et område hvor fattige land har mulighet til å hevde seg. På grunn av den absolutte konvergens, kan landene, ved å fokusere på strukturelle endringer som øker produksjonen og sysselsettingen i disse konvergerende sektorene, oppnå økonomisk vekst. Handelspolitikk kan også være utslagsgivende, og Rodrik (2011) mener at verdensbankens oppskrift med blant annet bedre makroøkonomisk styring og lavere tollsatser, gjør at en unngår økonomisk katastrofe. Han peker på at mer utradisjonelle (aggressive) virkemidler kan være nødvendig for å starte en sterkere vekstprosess. Den nevnte Lucas (1990) pekte på politisk risiko som en av årsakene til manglende kapitalflyt til fattige land. Dette er noe som igjen kan hemme økonomisk vekst. Dette diskuteres kort senere i oppgaven, med institusjonell kvalitet som innfallsvinkel. Teorien i denne oppgaven retter fokus på bredere årsaker som humankapital, fysisk kapital og evnen til teknologiadopsjon, men årsakene til at noen land lykkes er ikke det sentrale temaet i denne oppgaven.

## 3 Teori

### 3.1 Klassisk konvergens

Vekstteori er et tema som har opptatt økonomer i lang tid. Jeg tar utgangspunkt i de teoretiske modellene som ble utviklet av [Solow \(1956\)](#) og [Swan \(1956\)](#), uavhengig av hverandre. Hovedkonklusjonen i modellene er at kapitalen vil gå til de fattigste landene kapitalmessig, hvor avkastningen av kapital er størst, og dette vil gi konvergens mellom land.

Det presenteres her en utvidet modell fra ([Heijdra, 2009](#), kap.13.2), som tar høyde for teknisk fremgang og befolkningsvekst. Modellen er en èn-sektor-modell, og denne fokuserer kun på det som kalles 'disembodied teknisk fremgang'. Denne defineres som  $Z_t$ . Dette er teknisk fremgang som gir produktivitetsforbedringer til både nye og eksisterende innsatsfaktorer.

I denne modellen antas det en lukket økonomi med kun to innsatsfaktorer, kapital (K) og arbeidskraft (L). Det antas Harrod-nøytralitet, ettersom dette er en nødvendig betingelse for stabil vekst i likevekt. Dette innebærer at den relative innsatsfaktor-andelen ( $\frac{F_K K}{F_L L}$ ) er konstant over tid for gitt kapital-produksjons-rate ( $\frac{K}{Y}$ ). I dette tilfellet har en kun teknologisk fremgang for arbeidskraften. Produktfunksjonen er gitt som:

$$Y(t) = F(K(t), N(t)) \quad (1)$$

$N(t)$  defineres som antallet effektive arbeidere med likningen:  $N(t) \equiv Z(t)L(t)$ . Produktfunksjonen skiller ikke mellom ulike typer kapital og ulike typer arbeidskraft, for eksempel høyt og lavt utdannet arbeidskraft. Modellen antar konstant skalaavkastning:

$$\gamma Y = F(\gamma K, \gamma N) \quad (2)$$

Dette innebærer at en dobling av begge innsatsfaktorene dobler den produserte mengden.

Neste antagelse angår økning av bare èn innsatsfaktor. I denne modellen antar vi avtakende avkastning med hensyn på hver enkelt faktor. En vil her ha en positiv, men avtakende effekt av kapital for gitt arbeidskraft, og vice versa. Dette betyr at når en har relativt få ansatte, vil effekten av en ekstra arbeider være større enn om en har relativt mange:

$$\begin{aligned} F_K &> 0, & F_L &> 0 \\ F_{KK} &< 0, & F_{LL} &< 0 \end{aligned}$$

Modellen antar at marginalnyttene av kapital eller arbeidskraft går mot uendelig, når bruken av innsatsfaktoren går mot null. Marginalnyttene av innsatsfaktoren går mot null når bruken av innsatsfaktoren går mot uendelig. Det antas at den teknologiske fremgangen ( $n_Z$ ) har en konstant eksponentiell rate:

$$Z(t) = Z(0)e^{n_Z t} \quad (3)$$

Den teknologiske fremgangen får da vekstrate lik:

$$\frac{\dot{Z}(t)}{Z(t)} = n_Z \quad (4)$$

I tillegg til vekst i antall effektive arbeidere som følge av teknologisk fremgang, vokser antallet arbeidere også. Arbeidstilbudet antas å være eksogent bestemt, men voksende med konstant eksponentiell rate lik  $n_L$ :

$$L(t) = L(0)e^{n_L t} \quad (5)$$

Dette gir:

$$\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = n_L \quad (6)$$

Vekstraten for effektiv arbeidskraft er summen av disse to vekstratene:

$$\frac{\dot{N}(t)}{N(t)} = \frac{\dot{Z}(t)}{Z(t)} + \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = n_Z + n_L \quad (7)$$

Produksjon per effektive arbeider og kapital per effektive arbeider defineres som:

$$y(t) = \frac{Y(t)}{N(t)}, \quad k(t) = \frac{K(t)}{N(t)} \quad (8)$$

Dette legger grunnlaget for den fundamentale vekstlikningen. Modellen tar utgangspunkt i en lukket økonomi uten offentlig sektor. Her er produksjonen ( $Y$ ) summen av konsum ( $C$ ) og investeringer ( $I$ ):

$$Y(t) = C(t) + I(t) \quad (9)$$

hvor investeringene er lik sparingen:  $S(t) = sY(t) = I(t)$ . Sparetilbøyeligheten  $s$  er eksogent gitt og ligger mellom 0 og 1. Sparingen er altså en fast andel av produksjonen (inntekten). Investeringene kan deles i to deler, del 1 er erstatningsnivået som er nødvendig for å opprettholde det eksisterende kapitalnivået. Dette blir  $\delta K(t)$ , hvor  $\delta$  er depresieringsraten. Del 2 blir den øvrige investeringen. Denne gir vekst i

kapitalnivået og defineres som  $\dot{K}(t) = \frac{dK(t)}{dt}$ . Sparingen kan uttrykkes som:

$$sY(t) = \delta K(t) + \dot{K}(t) \quad (10)$$

Ved å sette inn for  $Y(t)$  og dele på antall effektive arbeidere ( $N(t)$ ) får en:

$$s \frac{F(K(t), N(t))}{N(t)} = \delta k(t) + \frac{\dot{K}(t)}{N(t)} \quad (11)$$

Antagelsen om konstant skalaavkastning medfører at:

$$F(K(t), N(t)) = N(t) \cdot F\left(\frac{K(t)}{N(t)}, 1\right) = N(t) \cdot f(k(t)) \quad (12)$$

$\frac{\dot{K}(t)}{N(t)}$  finnes ved å totaldifferensiere  $k(t)$  i likning 8:

$$\frac{\dot{K}(t)}{N(t)} = \dot{k}(t) + k(t) \cdot (n_Z + n_L) \quad (13)$$

Ved å sette likningene 12 og 13 inn i likning 11 får en:

$$sf(k(t)) = \delta k(t) + \dot{k}(t) + k(t)(n_Z + n_L) \quad (14)$$

Den fundamentale vekstlikningen for økonomien blir:

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (\delta + n_L + n_Z)k(t) \quad (15)$$

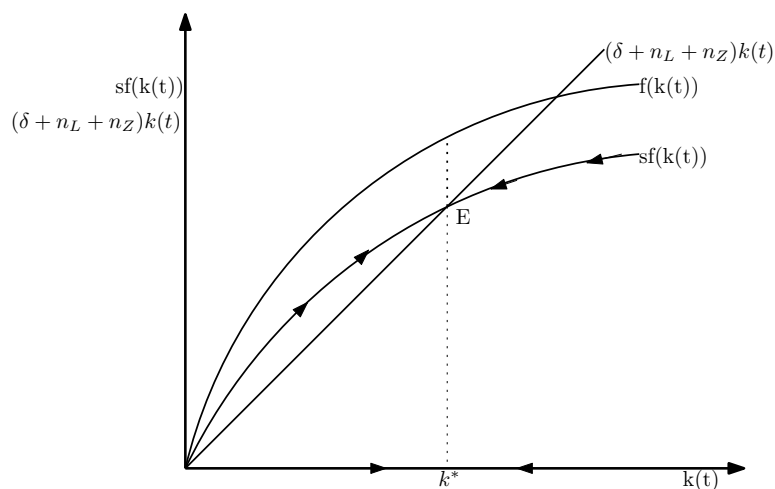
Så lenge  $sf(k(t)) > (\delta + n_L + n_Z)k(t)$  øker kapital per effektiv arbeider. Siden økningen i  $f(k(t))$  er avtakende med kapital per effektiv arbeider, mens depresieringsraten, befolkningsvekst og teknologisk vekst er konstant, impliserer modellen at veksten vil avta med økende kapital per effektiv arbeider. En vil da nå en likevekt hvor:  $sf(k(t)) = (\delta + n_L + n_Z)k(t)$ . I likevekt er det ikke lenger vekst i kapital per effektiv arbeider. Hvis en befinner seg over likevektspunktet, vil depresiering, befolkningsvekst og teknologisk vekst medføre reduksjon i kapital per effektiv arbeider, og dermed redusert produksjon per effektiv arbeider i løpet av konvergensprosessen. I likevekt er  $\dot{k}(t) = 0$ , noe som gir:

$$k^* = \frac{sy^*}{\delta + n_L + n_Z} \quad (16)$$

I likevekten vokser kapitalmengden med samme rate som den effektive arbeidskraften, som vist i figur 1.



Figur 1: Solow-modellen med teknisk fremgang

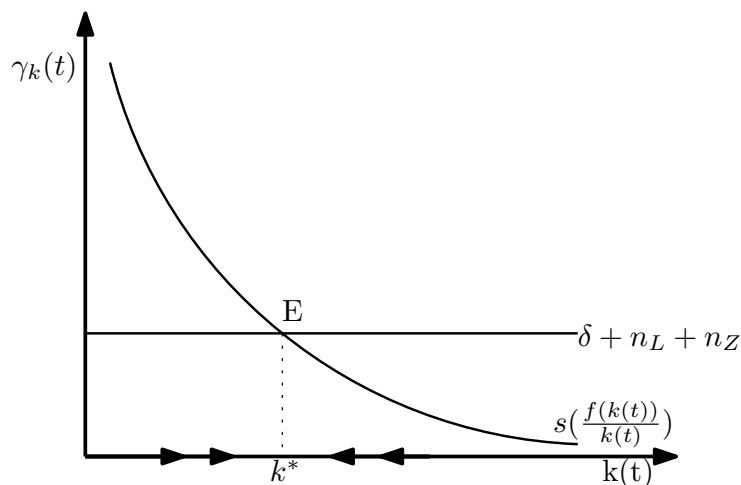


For å se på overgangsdynamikk og konvergens i Solow-modellen må vekstraten ( $\gamma_k(t)$ ) utledes. Likning 15 deles da på kapital per effektiv arbeider:

$$\gamma_k(t) = s \frac{f(k(t))}{k(t)} - (\delta + n_Z + n_L) \quad (17)$$

Her defineres det første leddet som landets vekstrate (den avtakende avkastningen av kapital), og det andre leddet kan defineres som nødvendig vekstrate for å opprettholde kapitalmengden per effektiv arbeider (som er konstant). Dette danner grunnlaget for teorien om at land lenger unna likevekten vil vokse fortere. På denne måten oppnås konvergens, gitt lik produktfunksjon og lik sparerate. Solow-modellen åpner for at ulike land, med hensyn på karakteristikker, vil konvergere mot ulike likevekter (en kan tenke på dette som ulike produktfunksjoner eller annen sparerate). I likevekt er veksten balansert med en vekstrate lik  $\delta + n_L + n_Z$ .

Figur 2: Konvergens i Solow-modellen



Økt sparerate vil i denne figuren gi skift til høyre i kurven som angir landets vekstrate. På lang sikt vil dette medføre et økt nivå for kapital per effektive arbeider. Dette vil gi en overgangsperiode med høyere vekst, men vil ikke påvirke den langsiktige vekstraten.

### 3.2 Teknologisk konvergens

Solow sitt utgangspunkt var at forskjeller i kapitalintensiteten medførte forskjeller i produksjonen. Et alternativ til Solow-modellen er [Nelson og Phelps \(1966\)](#) sin modell, som fokuserer på dynamikken mellom teknologisk vekst og teknologigapet som driver for konvergens. Allerede tidlig på 1900-tallet snakket [Veblen \(1915\)](#) om fordelene Tyskland hadde hatt av å kopiere britisk teknologi, og denne imitasjonsfordelen ble formalisert av Nelson og Phelps.

[Nelson og Phelps \(1966\)](#) antar perfekt overføring av teknologi mellom land. Den teknologiske vekstraten avhenger av evnen til teknologisk imitasjon som er gitt av  $\Phi(h)$ . Evnen til imitasjon øker med humankapital-intensiteten ( $h$ ). Vekstraten er også økende med avstanden til den teknologiske fronten. Humankapitalens positive effekt på hele samfunnet, gjør at den skiller seg fra for eksempel maskiner. I stedet for å øke produktiviten hos en enkelt fabrikk, bidrar økt humankapital til å øke hele landets evne til å utnytte teknologigapet. I tillegg, jo lenger bak et land er, teknologisk sett, jo mer teknologi er det mulig å imitere. Dette gir følgende likning for teknologisk vekst:

$$\dot{A}(t) = \Phi(h)[T(t) - A(t)] \quad (18)$$

hvor  $A(t)$  er landets teknologi, mens  $T(t)$  er teknologien til landet som ligger i front, teknologisk sett.  $T(t) - A(t)$  angir teknologigapet. Vekstraten er gitt som:

$$\hat{A} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = \Phi(h) \left[ \frac{T(t)-A(t)}{A(t)} \right], \quad \Phi(0) = 0, \quad \Phi'(h) > 0 \quad (19)$$

I denne modellen er det kun leddet for imitasjon av eksisterende teknologi som bestemmer teknologisk vekst. For å ta hensyn til et lands innovasjon, inkluderes dette som et eget ledd. Jeg følger her [Benhabib og Spiegel \(1994\)](#)<sup>2</sup> sin spesifisering, men utledningen er hentet fra [Stokke \(2003\)](#). Med denne utvidelsen kan land både nå igjen og passere teknologifronten slik at de selv blir ledende. Det er billigere å imitere eksisterende teknologi, og det er også enkelt ettersom Benhabib Spiegel-modellen antar perfekt 'spillover' av teknologi mellom land. Land vil likevel være interessert i å innovere, ettersom dette gir en midlertidig situasjon hvor en er monopolist innen det spesifikke produktet. I denne modellen blir likningen for teknologisk vekstrate:

$$\hat{A} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = g(h) + \Phi(h) \left[ \frac{T(t)-A(t)}{A(t)} \right], \quad \Phi(0) = 0, \quad \Phi'(h), \quad g'(h) > 0 \quad (20)$$

Det innenlandske nivået på teknologien gis som

$$A(t) = (A_0 - \Omega T_0)e^{(g(h)-\Phi(h))t} + \Omega T_0 e^{\lambda t} \quad (21)$$

hvor  $A_0$  er initielt innenlandsk teknologisk nivå og  $\Omega = \frac{\Phi(h)}{\Phi(h)-g(h)+\lambda} > 0$

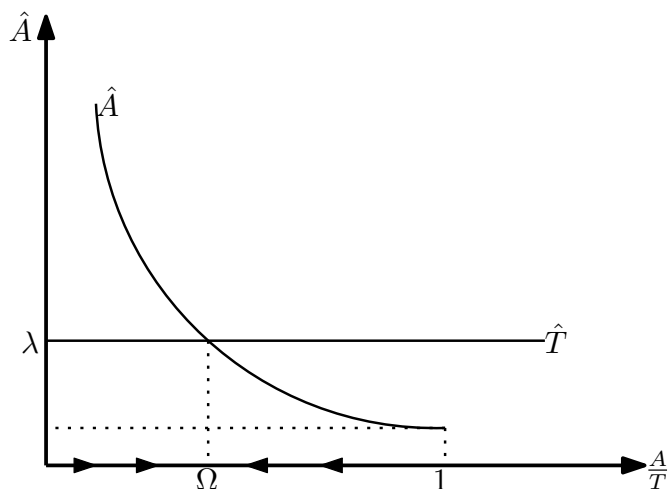
I likning 21 er veksten til den teknologiske lederen positiv, eksogent gitt og har en konstant eksponentiell rate:  $T = T_0 e^{\lambda t}$ . Dette gir en vekstrate  $\hat{T}$  lik  $\lambda$ . Modellen antar i tillegg at den teknologiske lederen har en en teknologisk fremgang som er større enn den innenlandske innovasjonen,  $\lambda > g(h)$ . Den langsiktig balanserte vekststien gir et konstant og unikt teknologigap:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{A(t)}{T(t)} = \Omega \quad \text{sidan} \quad e^{(g(h)-\Phi(h)-\lambda)t} \rightarrow 0 \quad \text{når} \quad t \rightarrow \infty \quad (22)$$

---

<sup>2</sup>For å skille mellom denne modellen og [Benhabib Spiegel \(2005\)](#), omtales denne modellen for teknologisk konvergens som den utvidede Nelson Phelps-modellen.

Figur 3: Dynamikk ved teknologisk konvergens



I Figur 3 ser en hvordan den teknologiske vekstraten faller når teknologigapet reduseres, noe som gir teknologisk konvergens for land med lik evne til innovasjon og imitasjon. Dette betyr at land med ulike evner vil befinne seg på ulike teknologiske nivå. En ser også at investering i humankapital reduserer teknologigapet til lederen. Den teknologiske vekstraten øker i overgangen til ny likevekt, men påvirker ikke den langsiktige vekstraten. I likevekt har alle land balansert vekst.

### 3.3 Divergens og konvergensklubber

Som følge av at en bred konvergens ikke er observert, har det kommet flere modeller som forsøker å forklare divergens og dannelsen av konvergensklubber. De ulike modellene baserer seg på at forskjeller i fysisk kapital, humankapital eller produktivitet gir forskjeller i BNP per capita.

Teorien om humankapital som drivkraft for divergens ble presentert av [Azariadis og Drazen \(1990\)](#), og bygger på at samfunnets avkastning av humankapital øker med kapital per arbeider. Mer utviklede land har i dette tilfellet større eksternaliteter av utdanning. I modellen finnes et terskelnivå (i inntektsnivå) for eksternalitetene. Land over denne terskelen vil danne en konvergensklubb med høy inntekt, mens landene under terskelen vil danne en annen konvergensklubb med lav inntekt.

[Murphy et al. \(1989\)](#) viste hvordan eksternaliteter i fysisk kapital kan skape konvergensklubber. Deres utledning ble forenklet og presentert av [Krugman \(1995\)](#). Krugmans modell har flere bransjer, og hver bransje kan være enten tradisjonell eller moderne. Den moderne har økende skalaavkastning, mens den tradisjonelle har konstant skalaavkastning. Dette innebærer at for en stor nok produksjon, vil den

moderne sektoren være å foretrekke. Dersom alle bransjene er moderne, produserer hver bransje et større kvantum enn ved tradisjonell drift, men individuelt vil det ikke være lønnsomt å ta steget over til denne moderne sektoren. Dette vil være lønnsomt kun ved koordinerte kapitalinvesteringer. Modellen impliserer at kun de land som evner å legge til rette for koordinerte investeringer, vil skape et skyv til likevekten hvor produksjonen er større. Hvorvidt landene er i stand til dette, avgjør hvilken konvergensklubb de havner i.

Feyrer (2003) mener produktivitet er viktigere enn humankapital og fysisk kapital, og at den totoppedede fordelingen av inntekt skyldes en totoppet fordeling av produktivitet. Dette er i tråd med Howitt og Mayer-Foulkes (2002), hvor produktivitetsforskjeller medfører langsiktige inntektsendringer. De mener at konvergensklubbene kan deles inn etter hvorvidt de gjør innovasjon selv, implementerer eksisterende teknologi, eller om de ikke evner noen av delene.

Stokke (2004) viser hvordan en terskel i teknologigapet medfører varige forskjeller og dannelse av konvergensklubber. I modellen påvirkes evnen til å absorbere teknologi av økonomisk åpenhet og grunnskoleutdanningen. Teknologisk vekstrate er en funksjon av dette og teknologigapet, og funksjonen er konkav. Produktivitetsveksten for den teknologiske lederen er eksogent gitt. Disse to faktorene gjør at det i denne modellen er mulig å havne i to ulike likevekter, avhengig av teknologigapets størrelse. Terskelen for hvor stort dette teknologigapet kan være, bestemmes endogent. Humankapital og økonomisk åpenhet kan her kompensere for at en er langt bak den teknologiske fronten. Hvorvidt en er over eller under terskelen for teknologigapet, avgjør hvilken konvergensklubb en er i.

Jeg velger nå å utlede en annen modell som også har forskjeller i evne til teknologitilegnelse som forklaring for multiple likevekter. Denne modellen fra Benhabib og Spiegel (2005) åpner for divergens. Den tar hensyn til at land som ligger svært langt bak, i mindre grad er i stand til å nyttiggjøre seg utviklingen på teknologifronten. Dette begrenser veksten til de fattigste landene betydelig, og Benhabib og Spiegel mener denne modelleringen er mer i tråd med observerte data for perioden 1960-1995. Vekstraten defineres her som:

$$\hat{A} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = g(h) + \Phi(h) \left[ \frac{T(t)-A(t)}{T(t)} \right], \quad \Phi(0) = 0, \quad \Phi'(h), \quad g'(h) > 0 \quad (23)$$

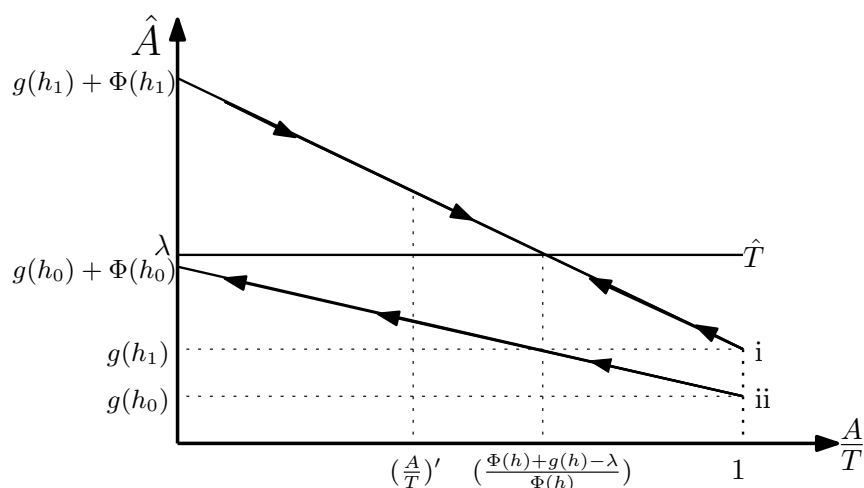
Ved å løse for  $A(t)$  og dele på  $T(t)$ , finner en den relative produktiviteten. Det interessante er å se hva som skjer med den relative produktiviteten på lang sikt. Både evnen til imitasjon og innovasjon avhenger av humankapital, mens veksten

til lederen er konstant og eksogent gitt. Dersom landets imitasjons- og innovasjons- evne kan overstige lederens vekst, vil landet konvergere mot en likevekt med konstant avstand til lederen. Hvis ikke vil en få et større og større relativt teknologigap. Dette åpner for divergens, og de to mulige utfallene vises her:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{A(t)}{T(t)} = \begin{cases} \frac{\Phi(h) + g(h) - \lambda}{\Phi(h)} & \text{hvis } \Phi(h) + g(h) - \lambda > 0 \\ 0 & \text{hvis } \Phi(h) + g(h) - \lambda \leq 0 \end{cases} \quad (24)$$

Dette vises også i figur 4. Humankapitalnivået  $h_0$  innebærer bevegelse lenger og lenger vekk fra den teknologiske fronten, mens humankapitalnivået  $h_1$  gir bevegelse mot en likevekt med balansert vekst. Dette gir et konstant teknologigap til lederen. To land som begge har teknologinivå  $(\frac{A}{T})'$  i figuren, men ulikt humankapitalnivå ( $h_0$  og  $h_1$ ), vil her divergere. Uansett teknologigap vil ikke landet med  $h_0$  evne å oppnå lederens vekst, noe som gir divergens fra lederen.

Figur 4: Benhabib Spiegel med teknologisk diffusjon



## 4 Metode

### 4.1 Barroregresjoner

En vanlig metode for å se på konvergens er å benytte tverrsnittsregresjoner, og de som blir presentert i dette delkapittelet kalles barroregresjoner. Den estimerte regresjonslinjen er lineær og finnes ved å bruke minste kvadrats metode (MKM). Barroregresjoner undersøker effekten av logaritmisk BNP per capita, på veksten i BNP per capita i den påfølgende perioden. Logaritmen av BNP per capita brukes for å redusere variabelens spenn, noe som gjør analysen mindre sensitiv for utliggere, i henhold til (Woolridge, 2008, s.191). Årlig vekstrate  $g_{i,t_0,t_0+T}$  er beregnet for perioden 1952-2007. Dette er vekstraten mellom første og siste år, delt på antall år. I den absolutte barroregresjonen brukes følgende likning:

$$g_{i,t_0,t_0+T} = \frac{1}{T} \ln\left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i,t_0}) + u_{i,t_0,t_0+T} \quad (25)$$

Denne er hentet fra Barro og Sala-I-Martin (1992)<sup>3 4</sup>. En negativ  $\beta_1$  indikerer absolutt konvergens, fattige land vokser raskere enn rike, uavhengig av andre faktorer. Dette forteller om landene i utvalget konvergerer til en felles (absolutt) likevekt. Leddet  $u_{i,t_0,t_0+T}$  angir restleddet i regresjonen. Et restledd som er uavhengig av forklaringsvariablene, er en forutsetning for forventningsrette estimatorer<sup>5</sup>. I regresjonene er det tatt høyde for heteroskedastisitet, det vil si at man tar høyde for variasjoner i restleddets varians. Dette påvirker ikke koeffisientene, men kan ha en effekt på testobservatoren. I denne oppgaven påvirker det svært lite.

Dersom det kontrolleres for faktorer som utdanningsnivå, helse og institusjoner, vil en negativ  $\beta_1$  indikere at landene konvergerer til ens egen likevekt. Hvor dette punktet, blir avhenger av de nevnte faktorene. Et problem nevnt i Quah (1996), om betingede barroregresjoner, er at når ulike konvergensklubber dannes, så kan det være at innsatsfaktorer og sosiale karakteristikker endogent tilpasser seg rundt verdier som er bestemt av hvert lands konvergensklubb. En kan da tro at human kapitalnivået er viktig når det i realiteten er konvergensklubben en tilhører som er viktig. Samtidig kan det argumenteres for at karakteristikker kan bestemme konvergensklubben. Dette kan derfor gå begge veier. Dette diskuteres i liten grad i den

<sup>3</sup>Benevnningen  $g_{i,t_0,t_0+T}$  for vekstrate er lagt til sammenlignet med denne artikkelen.

<sup>4</sup>Dette er en enkel regresjon. De betingede barroregresjonene estimeres med en multipl regressjon.

<sup>5</sup>De øvrige forutsetningene for forventningsrette estimatorer ved (multipl) MKM er å finne i (Woolridge, 2008, s.104-105)

empiriske analysen, men det er viktig å være bevisst på dette når en tolker betingede barroregresjoner.

Quah (1996) er kritisk til barroregresjoner generelt, og spesielt betingede barroregresjoner. Han sier i fotnote 1 i Quah (1996) at det er 'a complete puzzle' at man undersøker for betinget konvergens, da dette som nevnt bare viser om et land konvergerer til sin egen likevekt. Det å se på spredningen i utvalget ( $\sigma$ -konvergens) er Quah enig i kan ha en viss interesse, men han finner det ikke av interesse å knytte dette til barroregresjoner ( $\beta$ -konvergens). Sala-I-Martin (1996) deler ikke Quahs skepsis. Sala-I-Martin mener utviklingen innad fordelingen er av stor interesse og sier at  $\beta$ -konvergens beskriver  $\sigma$ -konvergens. Det at disse ofte er sammenfallende støtter dette, mener Sala-I-Martin. I Quah (1993b) viser Quah at barroregresjoner kan ha en negativ koeffisient selv om utvalget ikke kollapser. Denne kritikken, samt ønsket om å se på dynamikken for hele fordelingen, gjør at markovkjeder senere undersøkes.

Quah (1993b) argumenterer for at barroregresjoner lider av Galtons feilslutning, også kjent som regresjon mot snittet. Dette uttrykket stammer fra Sir Francis Galton. Han ble bekymret da han fant ut at fedre som var høyere enn snittet, fikk sønner som var mindre over snittet enn sine fedre. Dette fikk han ikke til å stemme overens med den stadige spredningen som ble observert. I henhold til Quah (1996), kan Galtons feilslutning relateres til vekst på følgende måte: En negativ initialbetingelse gir en bevegelse mot at tverrsnittfordelingen kollapser, men på den annen side drar pågående forstyrrelser i motsatt retning.

Problemene med barroregresjoner og den negative koeffisienten for initialbetingelsen vises her, og denne utledningen er hentet fra Quah (1993b). Han antar at fordelingen ikke kollapser, men gjentar seg selv. Dette gir en stasjonær fordeling for mange uavhengige og identisk fordelte inntektsnivå  $Y_j(t)$ . Det settes så to tidspunkt,  $t_1$  og  $t_2$ , hvor  $t_2 > t_1$ . Her angir  $\lambda$  effekten av avvik i initialt inntektsnivå fra initialt inntektsgjennomsnitt. Dette gir følgende likning for tverrsnittsregresjonen av  $Y(t_2)$  på en konstant og  $Y(t_1)$ :

$$P[Y(t_2)|1, Y(t_1)] = E_C Y(t_2) + \lambda[Y(t_1) - E_C Y(t_1)] \quad (26)$$

hvor:

$$\lambda = \frac{Cov_C(Y(t_2), Y(t_1))}{Var(Y(t_1))} \quad (27)$$

C angir tverrsnittet til variabelen. Quah (1993b) utnytter at fordelingene er stasjo-



nære, og dette gir:

$$\text{Var}_C(Y(t_1)) = \text{Var}_C(Y(t_2)) \quad (28)$$

Cauchy Schwarz-ulikheten medfører:

$$\text{Cov}_C(Y(t_2), Y(t_1)) \leq \text{Var}_C^{\frac{1}{2}}(Y(t_1))\text{Var}_C^{\frac{1}{2}}(Y(t_2)) \quad (29)$$

Dette gir  $\lambda \leq 1$ .

Når likning 28 holder, kan dette vises tydelig ved å skrive om likning 27:

$$\lambda = \frac{\text{Cov}_C(Y(t_2), Y(t_1))}{\text{Var}_C^{\frac{1}{2}}(Y(t_1))\text{Var}_C^{\frac{1}{2}}(Y(t_2))} \quad (30)$$

Vekstraten blir da:

$$P[Y(t_2) - Y(t_1)|1, Y(t_1)] = \mu - (1 - \lambda)Y(t_1), \quad (31)$$

Dette innebærer at koeffisienten til  $Y(t_1)$  ikke kan bli positiv, og en negativ koeffisient betyr ikke at fordelingen kollapser (en viktig antagelse var her at fordelingen gjentok seg selv og var uavhengig av forrige periode). Tolkningen er her at dersom en har et svært høyt inntektsnivå i første periode, vil en trolig være mindre over gjennomsnittet i neste periode. De med svært lavt nivå i første periode vil trolig havne mindre under gjennomsnittet i neste periode. Begge deler bidrar til at fattige land vokser raskere. En får da en negativ koeffisient, som mange har tolket som en kollapsende fordeling, men støy bidrar til å opprettholde fordelingen. En merknad til Quah (1993b) sin utledning, er antagelsen om en uavhengig fordeling som gjentar seg selv. Han antar da at et lands BNP per capita i en periode er uavhengig av nivået i forrige periode. Dette er ikke en realistisk forutsetning, men en forutsetning som er gjort for å få frem et poeng. Quah (1993b) sitt bevis må derfor tolkes med varsomhet. Til tross for forutsetningene for dette beviset, er det et nyttig innspill i debatten om barroregresjoner. Barroregresjoner må derfor undersøkes med et kritisk blikk, og det samme datasettet må følges opp med flere ulike metodiske tilnærminger.

Andre utfordringer i regresjonen er simultanitet og utelatt variabel-problem som kan gi skjevhet i variablene. Dette eksemplifiseres i delkapittel 5.2 som omhandler datamaterialet for kontrollvariablene, og de potensielle utfordringene knyttet til dette.

## 4.2 Spline-regresjoner

Utleddningen av spline-regresjonen baserer seg på Dupont (2013). Ved å bruke mkspline-funksjonen i Stata, kan en dele logaritmisk BNP per capita-nivå (på et gitt tidspunkt) inn i flere intervall, slik at en får en egen koeffisient for hver undergruppe en har delt inn i. Også i denne regresjonen ser en på effekten av initialt BNP per capita, på vekstraten, men med spline-regresjon kan en se om det er konvergens innad ulike inntektsgrupper av land. Dette er altså en utvidelse av regresjonen presentert i 4.1. Dette gir følgende likning:

$$g_{i,t_0,t_0+T} = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i,t_0}) + \beta_2 \ln(y_{i,t_0}) + \beta_3 \ln(y_{i,t_0}) + u_{i,t_0,t_0+T} \quad (32)$$

hvor:

$$\frac{dg_{i,t_0,t_0+T}}{dy_{i,t_0}} = \begin{cases} \beta_1 & \text{hvis } y_{i,t_0} < x_1 \\ \beta_2 & \text{hvis } x_1 \leq y_{i,t_0} \leq x_2 \\ \beta_3 & \text{hvis ellers} \end{cases} \quad (33)$$

Hvor  $x_1$  og  $x_2$  er grensene som deler  $\ln(y_{i,t_0})$  inn i ulike inntektsgrupper. I denne analysen er logaritmisk BNP per capita-nivå delt inn i 3 grupper etter BNP per capita i 1952. Inndelingen er gjort slik at det er like mange observasjoner i hver gruppe. Dette innebærer at  $\beta_1$  ser på konvergens innad den fattigste gruppen av land,  $\beta_2$  ser på konvergens innad mellom-inntektsgruppen, og  $\beta_3$  ser på konvergens innad den rikeste gruppen.

## 4.3 Estimering av kerneltettheter

Denne utledningen baserer seg på Jann (2007) og lar  $X_1, \dots, X_n$  være et utvalg fra  $X$  hvor  $X$  har sannsynlighetstettheten  $f(x)$ , og utvalget har  $n$  land. For å ta hensyn til populasjonens størrelse i ulike land, kan observasjonene vektet med vektene  $w_1, \dots, w_n$ . Dette er gjort for en kernelestimering, men ikke de øvrige. For de kernel-estimeringene hvor vektning ikke er angitt, er  $w_i = 1$  for alle observasjonene, noe som gir  $W = n$ . Tettheten for  $X$  kan da estimeres som:

$$\hat{f}_K(x; h) = \frac{1}{W} \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{h} K\left(\frac{x-X_i}{h}\right) \quad (34)$$

hvor  $W = \sum_{i=1}^n w_i$  og  $K(z)$  er en kernelfunksjon. Det vises her en Gaussiansk fordeling for kernelfunksjonen gitt av [Zucchini \(2003\)](#):

$$K(z) = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} \quad (35)$$

En viktig forutsetning for at kernelfunksjonen skal kunne brukes, er:  $\int K(z)dz = 1$ . En har da at arealet under kurven er lik 1, altså er alle muligheter for datasettet inkludert.

En litt mer intuitiv forklaring av kerneltettheter, er at en ser fra den Gaussianske fordelingen at jo høyere  $z$  er, jo mindre vekt vil  $z$  gi til kernelfordelingen i punktet  $X$ . Denne ( $z$ ) er høy hvis det er stor avstand mellom den enkelte 'bin' ( $x$ ) og observasjonen ( $X_i$ ). Det er adderingen av dette, for alle observasjoner, som skaper kernelkurven.

Glattingsparameteret, også kjent som båndbredden, defineres som  $h$ . En høy verdi av  $h$  gir en glattere og mindre nøyaktig kurve. Dette fjerner en del støy, men for mye glatting kan medføre at en overser viktig informasjon ([Zucchini \(2003\)](#)). Båndbredden er her estimert ved hjelp av 'Silvermans rule of thumb'. Denne er hentet fra ([Silverman, 1986, s.45](#)) og lik  $h = 1,06\sigma n^{(-0.2)}$ . Her er  $\sigma$  det estimerte standardavviket til  $X$ , og  $n$  er antallet observasjoner. Kernelfunksjonen estimeres for 1952, 1980 og 2007 for å se på ubetingede forskjeller i fordelingen mellom de ulike periodene. Dette gir et inntrykk av fordelingsendringene over denne perioden, men for å se på bevegelsene innad fordelingen (hvem går hvor) kan en ty til markovkjeder.

#### 4.4 Ikke-lineære kernelplott (lokal polynom-glatting)

Målet med dette plottet er å la data snakke for seg og ikke sette en spesifikk funksjonsform. Utledningen er hentet fra [Stata-Manual-13 \(2013\)](#), og tar utgangspunkt i et spredningsplott  $\{(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)\}$  fra modellen  $y_i = m(x_i) + \sigma(x_i)\epsilon_i$ . I denne modellen antas det at restleddet har forventning lik 0 og varians lik 1.

I stata er kommandoen for dette `lpoly`, og denne estimerer  $m(x_0)$  som et konstantledd av en regresjon, vektet av den aktuelle kernelfunksjonen for  $y_i$  på  $(x_i - x_0)$ ,  $(x_i - x_0)^2$ , ...,  $(x_i - x_0)^P$ . Her angir  $P$  ordenen på polynomet, og  $x_0$  er de ulike glattingspunktene. Ordenen på polynomet har null som standard. Dette innebærer lokal gjennomsnittsglatting. I likhet med forrige delkapittel, estimeres glattingsparameteret med 'Silverman's rule of thumb'. Standardkernelfunksjonen for denne metoden er `epanechnikov`, og denne benyttes her.

## 4.5 Markovkjeder

Markovkjedeanalysen er inspirert av Danny Quah's arbeid ([Quah \(1993a,b, 1996\)](#)). For å ta hensyn til konjunkturer og støy, benyttes femårsoverganger istedenfor årlige overganger. Dette fordi femårsoverganger er mer konsistent med antagelsen om at dette er en førsteordens markovkjede. Dette innebærer at sannsynligheten for å bevege seg mellom inntektsgrupper bare avhenger av hvilken gruppe en tilhørte i forrige periode. Hvis gruppebevegelsene er utsatt for hyppige fluktasjoner som følge av støy og konjunktursvingninger, er det rimelig å tenke seg at gruppen som landet befant seg i for to perioder siden også kan ha en effekt på overgangssannsynligheten. Ved å bruke femårsoverganger reduseres fluktasjonene, og dermed øker sannsynligheten for at førsteordensbetingelsen er oppfylt.

Fordelen med denne analysen er at den gir mer informasjon enn om en reduserer all informasjonen til kun en koeffisient. Markovkjeden forteller både hvordan fordelingen endres og om dynamikken innad. Den vil gi informasjon om ulik dynamikk for land med ulike inntektsnivå.

Markovkjedene er estimert gjennom bruk av 'maximum likelihood-method' for å se hvordan endring i BNP per capita henger sammen med initielt inntektsnivå. Her brukes fremgangsmåten beskrevet i [Rattsø og Stokke \(2013\)](#), og i [Bickenbach og Bode \(2003\)](#) for å presentere teorien bak markovkjeder. Analysen starter med å generere en variabel med BNP per capita relativt til det årlige gjennomsnittet. En deler så landene inn i 5 gjensidig utelukkende relative inntektsgrupper. Hvert land blir plassert i en inntektsgruppe for alle tidsperiodene som brukes i analysen.

Settet av overgangs-sannsynligheter er uavhengige resultat av en enkelt homogen markovkjede med 5 grupper. En har at sannsynligheten for å befinne seg i en spesifikk inntektsgruppe i periode  $t$  bare avhenger av gruppen landet befant seg i den forrige perioden. Dette siden det er antatt en førsteordens markovkjede. Sannsynligheten for å bevege seg fra 'gruppe  $i$ ' til 'gruppe  $j$ ', fra periode  $t-1$  til periode  $t$ , defineres som  $p_{ij}(t)$ . Sannsynligheten er basert på hvor mange observasjoner en har i denne inntektsgruppen, og hvordan de har beveget seg mellom inntektsgruppene fra en tidsperiode til en annen. Dersom det bare er overganger mellom tilhørende grupper, er sannsynligheten for å befinne seg i gruppe 1 i periode  $t$  lik sannsynligheten for å være i gruppe 1 og bli der, pluss sannsynligheten for å være i gruppe 2 og bevege seg til gruppe 1.

Antallet land som beveger seg fra 'gruppe  $i$ ' til 'gruppe  $j$ ' fra periode  $t-1$  til periode  $t$ , defineres som  $n_{ij}(t)$ . Alle land som tilhører 'gruppe  $i$ ' i en periode, befinner seg

i 'gruppe i' fortsatt eller en av de 'j' øvrige gruppene i neste periode. Det totale antallet land som beveger seg fra 'gruppe i' fra periode t-1 til periode t, er gitt av likningen:

$$n_i(t-1) = \sum_j n_{ij}(t) \quad (36)$$

Markovkjeden reduseres til en matrise med 5 gjensidig uavhengige multinominelle fordelinger. Det vil være en fordeling for hver  $i$ 'te rad i overgangsmatrisen. For hver tidsperiode t er fordelingsfunksjonen:

$$f(n_{ij}(t)) = \prod_{i=1}^5 f_i(n_{ij}(t)) = \prod_{i=1}^5 \left[ \frac{n_i(t-1)!}{\prod_{j=1}^5 n_{ij}(t)!} \prod_{j=1}^5 p_{ij}^{n_{ij}(t)} \right] \quad (37)$$

For å estimere overgangs-sannsynligheten, maksimeres den logaritmiske sannsynsynligheten av de T multinominellene ovenfor med hensyn på  $p_{ij}$ :

$$f(n_{ij}) = \prod_{t=1}^T f(n_{ij}(t)) \quad (38)$$

Gruppeinndelingen sørger for å inkludere alle observasjoner, noe som innebærer at summen av  $p_{ij}$  for alle j er lik 1. Dette gir at maksimum sannsynlighets-estimatoren er den relative frekvensen av overganger:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} = \frac{\sum_{t=1}^T n_{ij}(t)}{\sum_{t=1}^T n_i(t-1)} \quad (39)$$

hvor  $n_{ij}$  og  $n_i$  er henholdsvis antallet observasjoner som har beveget seg fra 'gruppe i' til 'gruppe j', mellom periode t og periode t-1, og antallet observasjoner i 'gruppe i'. Den initiale fordelingen av inntektsgrupper defineres som:

$$h(0) = [h_1(0), h_2(0), h_3(0), h_4(0), h_5(0),] \quad (40)$$

hvor alle land er inkludert:

$$\sum_i h_i(0) = 1 \quad (41)$$

Fordelingen etter første overgangsperiode kan tolkes som:

$$h(1) = h(0)\Omega \quad (42)$$

hvor  $\Omega$  defineres som den estimerte 5x5 Markov-overgangsmatrisen:

$$\Omega = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & p_{13} & p_{15} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & p_{24} & p_{25} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} & p_{34} & p_{35} \\ p_{41} & p_{43} & p_{43} & p_{44} & p_{45} \\ p_{51} & p_{52} & p_{53} & p_{54} & p_{55} \end{bmatrix} \quad (43)$$

Markov-overgangsmatrisen ( $\Omega$ ) forteller sannsynligheten for å bevege seg mellom (eller bli i) inntektsgrupper fra periode t-1 til periode t. Andelen langs trasen forteller sannsynligheten for å bli i sin inneværende gruppe. Andeler horisontalt, og til høyre for trasen kan vi definere som andeler rykker opp fra en gruppe, til en av de rikere gruppene. Tilsvarende er andeler horisontalt og til venstre for trasen definert som andeler som rykker ned fra en gruppe, til en av de fattigere gruppene.

Etter k perioder har vi at:

$$h(k) = h(0)\Omega^k \quad (44)$$

Det antas at matrisen er regulær, noe som innebærer at fordelingen vil konvergere til den begrensede fordelingen:

$$h^* = \lim_{a \rightarrow \infty} h(0)\Omega^k \quad (45)$$

Denne er uavhengig av den initiale fordelingen. Dette er den langsiktig ergodiske fordelingen og er basert på Markov-overgangsmatrisen, gitt at overgangsdynamikken forblir uendret. Merk at [Quah \(1993a\)](#), fotnote 4 advarer mot å tolke den ergodiske fordelingen som noe som vil skje i fremtiden. I stedet bør disse tolkes som tendenser for hva som har skjedd i perioden som det undersøkes for.

## 4.6 Q- og LR-tester

Q- og LR-tester kan teste om inntektsovergangene er uavhengig av hvilken tidsperiode eller hvilket utvalg av land vi ser på. Utgangspunktet er matrisen for hele datasettet. Denne kan deles inn i M delutvalg som må være gjensidig utelukkende, og delutvalgene må fange opp alle observasjoner. Overgangsmatrisen for hvert av de M delutvalg sammenlignes så med overgangsmatrisen for hele settet. Både Q- og LR- testen har en asymptotisk  $\chi^2$ -fordeling. Frihetsgradene til denne fordelingen gis av antallet uavhengig parvise sammenlikninger.

Variablene i Q- og LR-testene er definert på følgende vis:

$\hat{p}_{ij}$ : sannsynlighet for å bevege seg fra gruppe  $i$  til  $j$  mellom periodene i matrisen for hele utvalget.

$\hat{p}_{ij|m}$ : sannsynlighet for å bevege seg fra gruppe  $i$  til gruppe  $j$  mellom periodene for delutvalg  $m$ .

$n_{i|m}$ : Totalt antall overganger fra gruppe  $i$ , for delutvalg  $m$ .

$n_{ij|m}$ : Totalt antall overganger fra gruppe  $i$  til gruppe  $j$ , for delutvalg  $m$ .

$A_i$ : Settet med overgangssannsynligheter ulik 0, i den  $i$ 'te raden, estimert for hele utvalget.

$A_{i|m}$ : Settet med overgangssannsynligheter ulik 0, i den  $i$ 'te raden, estimert for det  $m$ 'te utvalget.

$a_i$ : Antallet element i  $A_i$ , det vil si positive overgangssannsynligheter på hver rad.

$b_i$ : Antallet delutvalg med et positivt antall observasjoner i den  $i$ 'te raden.

Testobservatoren og kritiske verdier for Q- og LR-testene finnes så ved hjelp følgende formler:

$$Q = \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^5 \sum_{j \in A_i} n_{i|m} \frac{(\hat{p}_{ij|m} - \hat{p}_{ij})^2}{\hat{p}_{ij}} \sim \text{asy } \chi^2 \left( \sum_{i=1}^5 (a_i - 1)(b_i - 1) \right) \quad (46)$$

$$LR = 2 \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^5 \sum_{j \in A_{i|m}} n_{ij|m} \ln \left( \frac{\hat{p}_{ij|m}}{\hat{p}_{ij}} \right) \sim \text{asy } \chi^2 \left( \sum_{i=1}^5 (a_i - 1)(b_i - 1) \right) \quad (47)$$

Litt forenklet kan vi si at disse testene ser på graden av avvik for undermatrisene målt mot hovedmatrisen. Nullhypotesen  $H_0$  er at det ikke er forskjeller i inntektsdynamikken mellom land, men  $H_0$  avvises dersom testobservatoren overstiger den kritiske verdien. [Bickenbach og Bode \(2003\)](#) bruker i sin oppgave både Q- og LR-tester. Maximum Likelihood-estimatorer brukes for begge testene, men i enkelte tilfeller kan det være forskjeller mellom testene. De benytter derfor begge, noe jeg også gjør.

## 5 Datamateriale og potensielle utfordringer

### 5.1 Tall for BNP per capita

I den empiriske analysen har jeg brukt data fra [Maddison \(2010\)](#) og [Erumban \(2013\)](#). En oversikt over de spesifikke landene, samt særegenheter om observasjonene, finnes i appendiks. Eksempelvis behandles F.USSR og Tsjekkoslovakia som enkeltobservasjoner for hele perioden. Fra [Maddison \(2010\)](#) er det hentet ut observasjoner for 143 land for perioden 1952-2007. Datasettet inneholder også data for tidligere år, men disse er ikke brukt i analysene da dette vil redusere antallet land betydelig. Enkelte analyser, eksempelvis noen barroregresjoner og kernelestimeringer, kunne vært utvidet opp til år 2010, men jeg har valgt ikke å gjøre dette for lettere å kunne sammenlikne alle analysene.

[Erumban \(2013\)](#) brukes for å inkludere Island, Luxemburg og Malta spesifikt. I [Maddison \(2010\)](#) var Island, Malta og Luxembourg inkludert, men å finne under navnet '14 Western European Countries'. Denne ble valgt bort til fordel for de 3 spesifikke landene. Inkluderingen av disse landene gir totalt 146 observasjoner. Begge datasettene har sitt opphav fra University of Groningen, og begge måles i internasjonale 1990GK\$. Dette gjør at det ikke er grunn til å forvente systematiske forskjeller mellom datasettene.

De internasjonale GK\$ ([Geary og Khamis, 2007](#)) har samme kjøpekraften som en amerikansk dollar hadde i USA på ett gitt tidspunkt. Disse tar hensyn til pris på lokale varer og gjennomsnittlige priser på internasjonale varer. Fordelen med dette systemet er at det tar høyde for at en middag i et fattig land er billigere enn i et industrialisert land. Om dette ikke tas hensyn til, vil kjøpekraften i fattige land underestimeres. I tillegg brukes faste priser (1990) for å ta hensyn til prisutviklingen.

Den deskriptive statistikken i tabell 1 viser at den gjennomsnittlige veksten for perioden har vært på 1,8% og at gjennomsnittlig BNP per capita har mer enn tredoblet seg i denne perioden. Samtidig har det estimerte standardavviket for BNP per capita også økt, men dette skyldes veksten i BNP per capita. Standardavviket til relativt BNP per capita falt fra 1,6 til 1,15. En viktig faktor for dette er at de oljerike Gulf-statene har blitt fattigere relativt sett. Dette indikerer en reduksjon i de mest ekstreme forskjellene.



Tabell 1: Deskriptiv statistikk

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnBNP pc 1952	146	7.35	0.939	5.77	10.31
BNP pc 1952	146	2621	4044	322	30107
BNP pc 1980	146	5275	5528	341	28771
BNP pc 2008	146	8417	8994	249	39244
$avgrowth_{1952-2007}$	146	0.018	0.014	-0.018	0.064

## 5.2 Kontrollvariabler

I et forsøk på å forklare mer av variasjonen i barroregresjonene, inkluderes et sett kontrollvariabler. Som mål på humankapitalnivået, brukes prosentandelen av befolkningen uten skolegang i 1950 (NoSchool1950%). Dette datamaterialet er hentet fra [Barro og Lee \(2010\)](#). Som helseindikator brukes data for barnedødelighet ([UN-Inter-Agency-Group-For-Child-Mortality-Estimation, 2013](#)) for 1984, her definert som dødlighetsraten for barn under 5 år, per 1000 levendefødte (ChildMort1984). Observasjonene for kvalitet på institusjoner er hentet fra [Rodrik et al. \(2002\)](#), og han hentet dette datamaterialet fra [Kaufmann et al. \(2002\)](#). Institusjonell kvalitet (Rule) er her målt på en skala fra -2,5 til 2,5, hvor -2,5 er lavest mulig score for institusjonell kvalitet, mens 2,5 er høyest mulig. Indikatoren inneholder flere element som fanger opp beskyttelse av eiendomsretten og 'rule of law'. Variabelen refererer til data fra 2001, og er en approksimering av institusjonell kvalitet på 1990-tallet.

Tabell 2: Deskriptiv statistikk for kontrollvariabler

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
NoSchool1950%	102	51	33	0.2	99.7
ChildMort1984	102	57	42	6	160
Rule	102	0.1	0.98	-2.2	1.9

Det er utfordringer med flere av variablene, og på grunn av manglende data må antallet land i den betingede regresjonen reduseres til 102. Data for barnedødeligheten er som nevnt fra 1984. Valget av året 1984 er et kompromiss mellom å gå enda lenger bak i tid for å redusere simultanitetsproblemet og det å miste enda flere observasjoner. Simultanitetsproblemet vil opptre på følgende vis mellom barnedødelighetsvariabelen ( $Mort1984$ ) og økonomisk vekst ( $avgrowth_{52-07}$ ): En økning

i  $Mort_{1984}$  vil påvirke  $avgrowth_{52-07}$  negativt. Dersom variablene påvirker hverandre, vil denne reduksjonen i økonomisk vekst ha medført en ytterligere økning i  $Mort_{1984}$ . Dette vil i så fall gi en overestimering av den sanne effekten av  $Mort_{1984}$  på  $avgrowth_{52-07}$ . Indikatoren for institusjonell kvalitet kan også medføre simultanitetproblemer, da kvaliteten på institusjoner er knyttet til tilstanden innad perioden som en beregner økonomisk vekst for. Simultanitetsproblemet kunne vært adressert med instrumentvariabel-metoden, men dette er ikke gjort ettersom hovedfokuset i oppgaven er ubetingede endringer.

Variabelen for humankapital peker på tilstanden i 1950. I dette tilfellet unngår en dermed simultanitetproblemet. Variabelen for humankapital har likevel utfordringer. Den sier ikke noe om hvor lenge befolkningen går på skole, eller noe om kvaliteten på skolen. Et alternativ er her for eksempel å bruke et mål på alfabetismen, da dette sier hva skolen har produsert. Dette er kun funnet for siste del av perioden og derfor ikke benyttet. En annen utfordring er den lange perioden jeg ser på. Mange land begynte i perioden like etter 1950 med nasjonale utdanningsprogram som medførte en stor økning i tilgangen til grunnskole for verdens befolkning (UNESCO, 2000). Dette gjaldt spesielt den fattige delen av verdens befolkning. Det kan derfor være at en del land i årene ikke lenge etter 1950 forbedret humankapitalnivået betydelig, og dette ga økonomisk vekst i perioden jeg undersøker (mange av landene dette gjaldt hadde også en stor potensiell vekst). En risikerer derfor med denne variabelen å underestimere den sanne effekten av humankapital.

Utelatte variabler er også en mulig feilkilde, noe som kan eksemplifiseres ved utelatelse av variabelen for humankapital. Prosent-tallet av befolkningen uten skolegang ( $NoSchool_{1950}$ ) og logaritmisk inntektsnivå i 1952 ( $lnGDPpc_{1952}$ ) samvarierer negativt, og den utelatte variabelen har en negativ effekt på inntekten. I den enkle regresjonen fanges denne humankapitaleffekten feilaktig opp i effekten for  $lnGDPpc_{1952}$ . Utelatelse av  $NoSchool_{1950}$  medfører i dette tilfellet en overestimering av effekten av  $lnGDPpc_{1952}$  på økonomisk vekst i perioden.

Utfordringene som her er nevnt, gjør at det er viktig å være forsiktig med å tolke regresjonene kausalt, altså å presentere dette som en ren årsakssammenheng om hvordan økonomisk vekst påvirkes av kontrollvariablene. Å inkludere kontrollvariabler hjelper på å forklare variasjonen, men fortsatt kan det være en utfordring å kontrollere for alt som påvirker vekstraten. En løsning på dette kunne vært tidsserieanalyse, men en utnytter da mye mindre informasjon. En ser i denne oppgaven på endringer som går sakte, og en bør derfor ha en lengre tidsserie enn i denne oppgaven for å gjøre en slik analyse.

Grunnene til at jeg ønsker å gå videre med regresjonen, på tross av utfordringene, er at mye av variasjonen forklares av variablene, og det er interessant å se hvordan dette stemmer overens med for eksempel [Sala-I-Martin \(1996\)](#). Det er også grunn til å tro at det er en betydelig sammenheng mellom dagens nivå og tidligere nivå på variablene. Dette som følge av at dataene er et resultat av dype samfunnsstrukturer og en ressursituasjon som ikke endres altfor fort. Jeg velger derfor å gjennomføre analysen for betingede barroregresjoner med dette datamaterialet.

## 6 Empiriske undersøkelser, del 1

### 6.1 Relativ BNP per capita-utvikling

Figur 5 viser hvor stor andel av BNP per capita som Europa, Vest-Europa, Afrika, Latin-Amerika og Asia har relativt til verdenslederen. Landene innad ulike grupper er vektet etter populasjonen, og grafen tar hensyn til endringer i befolkningssammensetningen over tid. USAs BNP per capita defineres som verdenslederens. I tillegg til kontinenter, ser jeg også på grupper som OECD, Japan, de asiatiske tigre<sup>6</sup> og BRICS-landene<sup>7</sup>.

Figuren viser at verden som helhet ikke har vært i stand til å tette gapet i BNP per capita, men at noen land og grupper av land lykkes. Både Latin-Amerika og Afrika har en mindre andel av USAs BNP per capita i 2007 enn i 1952. For Asia er tendensen mer positiv, særlig ledet an av Japan og de asiatiske tigre som har hatt en betydelig opphenting. Denne gruppen av land har nå BNP per capita omkring 70% av hva USA har. De som er OECD-medlemmer<sup>8</sup> i dag, har også hatt en positiv utvikling for denne perioden. Figuren viser en generelt mer positiv tendens de siste 10 årene, dette gjelder blant annet for BRICS-landene. Det er verdt å merke seg at selv om BRICS-landene har hatt god vekst og opphenting de siste 10 årene, er det langt frem til et ordinært vestlig nivå.

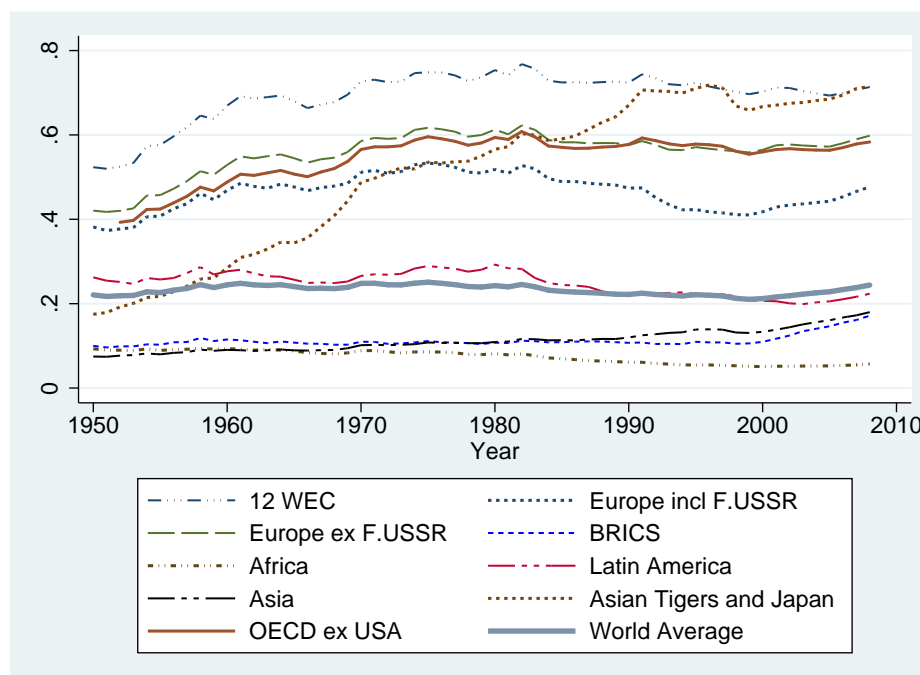
---

<sup>6</sup>Sør-Korea, Singapore, Taiwan og Hong Kong.

<sup>7</sup>Brasil, Russland (her brukes F.USSR), India, Kina og Sør-Afrika.

<sup>8</sup>USA er utelatt siden BNP per capita måles relativt til USA

Figur 5: BNP per capita relativt til USA



Asian Tigers: Hong Kong, Singapore, Sør-Korea, og Taiwan.

12 WEC: Østerrike, Belgia, Danmark, Finland, Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Norge, Sverige, Sveits og Storbritannia.

BRICS: Brasil, Russland (her brukes F.USSR), India, Kina og Sør-Afrika.

## 6.2 Barroregresjoner, del 1

Regresjonene i tabell 3 kalles barroregresjoner, og en negativ koeffisient for initial inntekt indikerer konvergens (jo rikere et land er, jo lavere er vekstraten). I tabell 3, kolonne 1 er det ingen signifikant sammenheng mellom inntektsnivå i 1952 og vekstraten for perioden 1952-2007. Dette tyder på fravær av absolutt konvergens. Dette kan også sees fra figur 6, som plotter sammenhengen mellom logaritmisk BNP per capita i 1952 og veksten i perioden 1952-2007. Her vises MKM-regresjonslinjen, og denne er ikke fallende.

En slik regresjon for absolutt konvergens viser den absolutte sammenhengen mellom inntekt og vekst, men kontrollerer ikke for relevante faktorer, og viser dermed ikke årsakssammenhengen. Dersom utelatte variabler er korrelert med BNP per capita i 1952, vil regresjonen i tabell 3, kolonne 1 gi en skjev koeffisient, som eksemplifisert i del-kapittel 5.2.

Tabell 3: Barr regresjoner (absolutt): avh. var.:  $avgrowth_{1952-2007}$ 

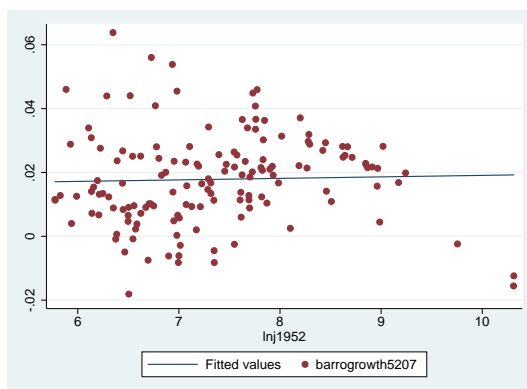
Variabel	Hele b/se	Hele b/se	OECD <sup>a</sup> b/se	OECD, s.ø.-As. <sup>b</sup> b/se
lnBNPpc1952	0.0005 (0.001)	-0.0069*** (0.001)	-0.0103*** (0.002)	-0.0050*** (0.002)
Afrika		-0.0133*** (0.003)		
OECD		0.0150*** (0.002)		
Konstant	0.0144 (0.011)	0.0700*** (0.010)	0.1139*** (0.021)	0.0690*** (0.015)
$R^2$	0.00	0.32	0.54	0.21
N	146	146	32	44
F	0.1	30.3	18.7	8.4

Sign. nivå: \* : 10% \*\* : 5% \*\*\* : 1%

<sup>a</sup>For OECD-utvalget er Estland utelatt, samt at Tsjekia og Slovakia behandles som en observasjon (Tsjekkoslovakia). Dette betyr at 32 OECD-land er inkludert, noe som gjelder for hele oppgaven. For eksempel [Sala-I-Martin \(1996\)](#) benyttet i sine analyser kun de 20 originale OECD-landene. Jeg inkluderer alle som er medlemmer i dag for å undersøke konvergens for et større spenn av land.

<sup>b</sup>Sørøst-asiatiske land: Kina, Hong Kong, Taiwan, Kambodsja, Indonesia, Laos, Malaysia, Burma, Filippinene, Singapore, Thailand, og Vietnam. Mongolia og Nord-Korea er utelatt, ettersom disse landene ikke er integrert i verdenshandelen.

Figur 6: Fravær av absolutt konvergens for 146 land



For perioden 1914-2008 er det en negativ effekt av 1914-BNP per capita på den økonomiske veksten i den påfølgende perioden, men denne regresjonen har svakheter. Regresjonen er bare gjort for 34 land, og det er grunn til å tro at dette ikke er et

representativt utvalg av land. Regresjonen er konsistent med Baumol (1986) (1870-1979), men står overfor samme problem som han. En frykter en skjev koeffisient for initial inntekt, ettersom datasettet i stor grad inneholder land som har lykkes økonomisk. Jeg står derfor overfor samme utfordringer som Baumol (1986). Dette ble problematisert i kapittel 2, og regresjonen er å finne i appendiks, figur T1.

Jeg fokuserer derfor igjen på perioden 1952-2007. I tabell 3, kolonne 2, inkluderes dummyer for Afrika og OECD. Disse dummyene kontrollerer for faste effekter knyttet til å være medlem i OECD, eller ved å være et afrikansk land. Koeffisientene er signifikante for effekten av 1952-BNP per capita, OECD og Afrika, men også her må en ta forbehold om kausalitet i tolkningen. Koeffisienten for logaritmisk 1952-BNP per capita sier følgende: Kontrollert for Afrika og OECD, medfører en vekst i BNP per capita på 100% en reduksjon i den årlige vekstraten på 0,69%-poeng for den representative økonomien. Dette er 38% av gjennomsnittlig årlig vekstrate. Koeffisientene viser også at afrikanske land, for gitt BNP per capita, vil ha en signifikant dårligere vekstrate sammenlignet med basisgruppen, mens OECD gjør det signifikant bedre.

For å se hva koeffisientene betyr for opphenting av de rikere landene, kan konvergenshastigheten beregnes. Denne sier hvor stor årlig konvergens er, og jeg benytter samme formel som Sala-I-Martin (1996). Dette gir likningen:  $b = (1 - e^{\beta \cdot T})/T$ ,<sup>9</sup>. Konvergenshastigheten kan brukes for å finne halveringstiden for utvalget, det vil si hvor lang tid det tar å halvere differansene i utvalget. Halveringstiden er hentet fra (Heijdra, 2009, s.411) og beregnes ved formelen:  $\ln(2)/b$ . For regresjonen hvor en kontrollerer med en dummyvariabel for OECD og en for Afrika (kolonne 2), blir konvergenshastigheten (b) lik 0,0056, noe som betyr en årlig konvergens på 0,56% og en halveringstid på 124 år. Dette indikerer svært langsomme endringer.

Det er i regresjonen for OECD-utvalget en tydeligst ser konvergens. Koeffisienten har verdien 0,0103, og er signifikant for et 1% signifikansnivå. Dette innebærer at en økning i logaritmisk BNP per capita med en enhet (det vil si at BNP per capita øker med 100%), medfører et fall på 1,03%-poeng i den årlige vekstraten for den representative økonomien. Her er den årlige opphenting på 0,78% og halveringstiden er 89 år, noe som indikerer at også dette er en langsom prosess. I regresjonene forklares mest av variasjonen i utvalget med OECD-landene (54%), og dette skyldes trolig at disse har en del likhetstrekk, eksempelvis innen styresett og handelspolitikk. Forskjellene er i større grad knyttet til inntektsforskjellene, og regresjonen forklarer

---

<sup>9</sup>Sala-I-Martin (1996) skriver  $e^{-\beta \cdot T}$  som følge av minustegn foran koeffisienten for den logaritmiske inntekten i barroregresjonen. Det har ikke jeg, og minuset i likningen her forsvinner derfor.

derfor mer av variasjonen i modellen. Regresjonen for utvalget med OECD og 12 land fra sørøst-Asia<sup>10 11</sup> finner også absolutt konvergens, men med en halvering av effekten sammenlignet med utvalget som bare inneholdt OECD-land. Den sterkere effekten for OECD, et utvalg som antas å være mer homogent enn utvalget med OECD og sørøst-Asia, er konsistent med [Barro og Sala-I-Martin \(1992\)](#) som fant en sterkere effekt innad USA enn innad OECD.

En kritikk er at det eksisterer økonomiske krav for å bli medlem i OECD. Det er derfor ikke overraskende at OECD-land med lavt BNP per capita-nivå i 1952, og som nå er medlem i OECD har hatt høy vekst i perioden 1952-2007. Landene må ha kommet på et relativt velutviklet nivå for å bli akseptert. OECD-medlemskapet har derfor ikke startet den positive vekstbanen, men kan ha påvirket videre vekst. Det kan da argumenteres for at utvalget er en oppsamling av land som av ulike grunner har lyktes. Denne kritikken er gyldig også for andre analyser av OECD-utvalget. Jeg mener likevel at konvergensklubb-hypotesen er plausibel, ettersom landene har mange likhetstrekk og samhandler mye. Disse landene er også integrert i verdenshandelen. Dette bidrar til at de blir påvirket av den internasjonale teknologiske utviklingen, noe som bidrar til teknologisk konvergens. Tilsvarende argumentasjon benyttes for utvalget hvor sørøst-Asia også er inkludert. Denne argumentasjonen er også årsaken til at Mongolia og Nord-Korea er utelatt fra sørøst-Asia-utvalget, selv om de har den riktige geografiske tilhørigheten.

I motsetning til Solow- og Nelson Phelps-modellen, er den estimerte linjen for vekst-raten lineær. Dette gir en konstant effekt av BNP per capita, noe som kan skjule viktig informasjon. Oppgaven suppleres derfor med andre metoder. Dette delkapittelet har vist at konvergensdynamikker er å finne, men bare innen spesifikke utvalg. Absolutt konvergens er ikke observert for hele det tilgjengelige utvalget på 146 land. Dette åpner for dannelse av konvergensklubber.

### 6.3 Barroregresjoner, del 2

Tabell 4, kolonne 4 viser betinget konvergens mellom land. Regresjonen undersøker effekten av logaritmisk BNP per capita i 1952 når en kontrollerer for helse, human kapital, institusjonell kvalitet, samt inkluderer dummyer for OECD og Afrika.

Som nevnt i kapittel 2 fant [Sala-I-Martin \(1996\)](#) betinget konvergens, og tabell 4,

<sup>10</sup>Sørøst-asiatiske land i dette utvalget er: Kina, Hong Kong, Taiwan, Kambodsja, Indonesia, Laos, Malaysia, Burma, Filippinene, Singapore, Thailand, og Vietnam.

Mongolia og Nord-Korea er utelatt ettersom disse landene ikke er integrert i verdenshandelen.

<sup>11</sup>14 land fra denne regionen egentlig, ettersom Japan og Sør-Korea er medlemmer i OECD.



kolonne 4 finner også dette. Koeffisienten for logaritmisk 1952-BNP per capita er negativ og signifikant for 1% signifikansnivå. Dette betyr at like land vil konvergere til en felles likevekt. Verdien på denne koeffisienten er -0,013, noe som innebærer at 100% økning i denne variabelen vil redusere den årlige vekstraten med 1,3%-poeng for den representative økonomien. Konvergenshastigheten blir i dette tilfellet 1,78% per år, noe som gir en halveringstid på 38,8 år. Dette er i nærheten av funnene i Sala-I-Martin (1996), med 2% årlig opphenting og halveringstid på 35 år.

Tabell 4: Barroregresjoner (betinget):  $avgrowth_{1952-2007}$ 

<sup>a</sup>	1	2	3	4
	(Std. Av.)			
LnBNPpc1952	0.0014 (0.002)	-0.0052*** (0.002)	-0.0116*** (0.001)	-0.0131*** (0.001)
NoSchool1950%		-0.0003*** (0.0)	-0.0000 (0.0)	0.0001 (0.0)
ChildMort1984			-0.0003*** (0.0)	-0.0002*** (0.0)
Rule			0.0060*** (0.001)	0.0068*** (0.002)
Afrika				-0.0092*** (0.002)
OECD				0.0045* (0.0024)
Konstant	0.0074 (0.012)	0.0702*** (0.013)	0.1187*** (0.011)	0.1251*** (0.010)
$R^2$	0.01	0.31	0.67	0.74
N	102	102	102	102
F	0.7	25.6	45.0	52.6
Sign.lev.:	* : 10%	** : 5%	*** : 1%	

<sup>a</sup>Landene som regresjonen er basert på er markert med \* i landoversikten i appendiks.

OECD-koeffisienten har verdien 0,0045. Dette betyr at OECD-land har 0,45%-poeng høyere vekstrate enn basisgruppen, for gitt BNP per capita, men denne er kun signifikant for et 10% signifikansnivå. Afrika-dummen og dødelighetsraten for barn under 5 år er signifikant negativ for 1% signifikansnivå. Koeffisienten for barnedødelighetsraten sier at en 10%-poengs økning i barnedødeligheten medfører en reduksjon i vekstraten på 0,2%-poeng.

Koeffisienten for institusjonell kvalitet er signifikant positiv for 1% signifikansnivå og har verdien 0,0068. Dette innebærer at en økning i kvaliteten med en enhet (omkring ett estimert standardavvik) øker vekstraten med 0,68%-poeng. Variabelen for humankapital er kun signifikant i kolonne 2 (10%-poeng økning i ingen skolegang medfører her 0,3%-poeng reduksjon i vekstraten), men i denne kolonnen er effekten av  $\ln BNP_{pc1952}$  halvparten av hva den er i kolonne 4, og regresjonen har en betydelig svakere forklaringskraft. Dette gir grunn til å frykte skjeve estimat i dette tilfellet, og den manglende effekten i kolonne 4 fremstår som mer troverdig.

Det å inkludere kontrollvariablene har gjort at mye mer av variasjonen forklares. 74,4% av variasjonen kan forklares av variablene som er inkludert i kolonne 4. Forskjellene i effektene mellom kolonnene viser 'utelatt variabel-problemet' som ble diskutert i 5.2. Likevel kan estimatene i kolonne 4 være skjeve ettersom det stadig er utelatte variabler, og disse kan være korrelert med inkluderte variabler. I tillegg til dette har vi det potensielle simultanitetsproblemet. [Quah \(1993b\)](#) har også stilt spørsmåltegn ved den kausale sammenhengen i de betingede barroregresjonene og vist hvordan en konstant fordeling feilaktig kan oppfattes som kollapsende.

Den negative koeffisienten for logaritmisk 1952-BNP per capita er konsistent med den klassiske konvergensteorien hvor veksten avtar med kapitalmengden. I Solow- og Nelson Phelps-modellen var vekstraten konvekst fallende, mens den her er lineært estimert. Dette betyr at i denne regresjonen er divergens mulig dersom en har tilstrekkelig svake karakteristikk, noe Benhabib Spiegel-modellen åpner for. Den lineære linjen har svakheter som nevnt i 6.2, men det er også trolig at den konvekst fallende vekstraten i Solow- og Nelson Phelps er for optimistisk som følge av problemer med å utnytte gapet mot ledende land. Hvis ikke, bør det være en sterkere konvergenseffekt for fattige land. Dette undersøkes nærmere i spline-regresjonen. Resultatet i tabell 4 impliserer en konvergensdynamikk hvor like land går mot en felles likevekt. Ettersom det er variasjoner i lands karakteristikk, vil ulike grupper av land konvergere mot gruppens egen likevekt. Funnet av betinget konvergens er altså ikke til hinder for dannelsen av konvergensklubber.

Som nevnt er det en nær sammenheng mellom produktivetsnivå og inntektsnivå beskrevet i [Feyrer \(2003\)](#). Dette tolkes her på følgende vis: Det er avtakende produktivetsvekst med økt teknologi, for gitt imitasjonsevne, og dette er konsistent med avtakende inntektsvekst med økt inntekt, for gitt produktfunksjon. Den negative effekten av kapital på vekstrate kan derfor knyttes til Nelson Phelps-modellen.

I Nelson Phelps-modellen (samt Benhabib Spiegel) resulterer økt humankapital i økt produktivitet, for gitt produktivetsgap, men den manglende effekten av hu-

mankapital er ikke konsistent med denne teorien. Tabellen viser derimot en positiv effekt av institusjoner. Det kan derfor være at denne variabelen er viktigere for teknologisk imitasjonsevne enn humankapital. Effekten av institusjoner er i tråd med Lucas (1990), som mener at land med politisk risiko, herunder svake institusjoner, tiltrekker lite utenlandske investeringer, og det er rimelig å anta at dette påvirker evnen til teknologisk imitasjon.

## 6.4 Spline-regresjon

Som beskrevet i metodekapittelet deles landene inn i tre inntektsgrupper etter logaritmisk BNP per capita i 1952. Det undersøkes deretter hvorvidt det er konvergens innad de enkelte gruppene. I tabell 5 er det henholdsvis 49, 49 og 48 land i hver av gruppene, gruppe 1 er den fattigste, og gruppe 3 er den rikeste. Grensene for gruppeinndeling er for gruppe 1, et logaritmisk BNP per capita opptil 6,8. For gruppe 2 er intervallet mellom 6,8 og 7,7 (Dette tilsvarer 900 - 2000,- internasjonale 1990 GK\$). Gruppe 3 er for landene med logaritmisk BNP per capita-nivå større enn 7,7.

Tabell 5: Spline-regresjon: avh. var.:  $avgrowth_{1952-2007}$

Variable	Coefficient (Std. Err.)
lnBNPpc1952_1	-0.0086 (0.0062)
lnBNPpc1952_2	0.0146*** (0.0047)
lnBNPpc1952_3	-0.0077*** (0.0027)
Intercept	0.0703* (0.0369)
N	146
R <sup>2</sup>	0.088
F <sub>(3,142)</sub>	4.05

Det er ulike effekter av BNP per capita på vekstraten mellom gruppene. For den fattigste og den rikeste gruppen er koeffisienten negativ, men det er den ikke for mellominntektsgruppen. Dette indikerer konvergens innad den fattigste og rikeste

gruppen, men det er bare for den rikeste gruppen effekten er signifikant. I den fattigste gruppen er det større forskjeller. Noen lykkes, men det er også mange som ikke gjør det. Dette gir et større estimert standardavvik enn for de øvrige gruppene og bidrar til at resultatene ikke er signifikante. Det kan derfor ikke avvises at enkelte land faller fra, innad gruppen. En svakere konvergenseffekt (og insignifikant) for den fattigste gruppen sammenlignet med den rikeste er funnet i tabell 5. Dette er ikke som predikert av Solow- og Nelson Phelps-modellen, som hadde konvekst fallende vekstrate. Denne effekten er også robust for inkludering av kontrollvariablene som ble benyttet i delkapittel 6.2. Dette støtter teorien om at fattige land sliter med å utnytte sitt potensiale, som vektlagt i Benhabib Spiegel-modellen. Det kan i et slikt tilfelle være at land ikke evner å oppnå balansert vekst, og disse divergerer fra de ledende landene.

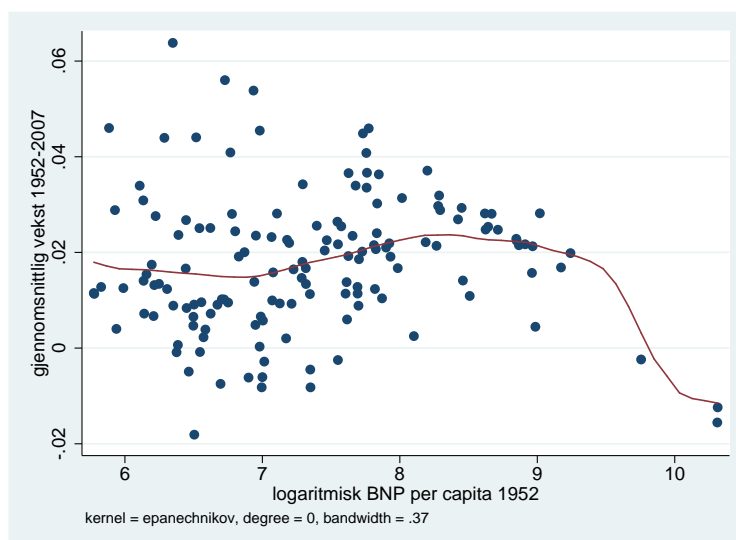
For mellominntektsgruppen ser en derimot en signifikant positiv effekt. Her er det de rikeste innad gruppen som vokser raskest. Dette betyr at de som ligger bak inntektsmessig i denne gruppen, ikke er i stand til å nå igjen de foran. De ulike effektene for gruppene indikerer fravær av absolutt konvergens. Grupper av land konvergerer mot ulike nivå, de fattige mot ett nivå, og de rike mot et høyere nivå.

## 6.5 Ikke-lineære kernelplott

Figur 7 viser et ikke-lineært kernelplott med 146 observasjoner, av årlig vekstrate (1952-2007) på 1952-BNP per capita. Denne figuren viser en noe avtakende vekst innad gruppen for de fattigste og rikeste landene (i 1952), mens den er svakt økende innad mellominntektsgruppen. Dette samsvarer med funnene i spline-regresjonen, og de ulike effektene mellom gruppene er konsistent med fravær av absolutt konvergens.

I figur F1 som er å finne i appendiks er afrikanske land utelatt, og denne figuren viser høyere vekst enn figur 7, spesielt for nedre del av BNP per capita-fordelingen hvor mange afrikanske land befinner seg. Dette tyder på at afrikanske land har hatt en svakere utvikling enn de øvrige landene, noe en også ser fra barroregresjonene i delkapittel 6.2 og 6.3. I kapittel 7 undersøkes det derfor om Afrika kan være en klubb som divergerer fra de ledende landene.

Figur 7: Ikke-lineært kernelplott med 146 observasjoner



Tilsvarende plott estimeres for OECD-landene, samt et utvalg med OECD og sørøstasiatiske land. Henholdsvis figur F2 og figur F3 i appendiks viser disse. Figur F2 og F3 viser en negativ sammenheng mellom BNP per capita i 1952, og veksten i den påfølgende perioden. For utvalget i figur F3 finner vi de asiatiske vekstmiraklene, men også andre som ikke har hatt tilsvarende vekst. Likevel ser en at totalt sett er det landene som i 1952 var fattigst som har hatt sterkest vekst. Figur F2 og F3 støtter den absolutte konvergens funnet for delutvalgene for barr regresjonene i tabell 3, kolonne 3 og 4.

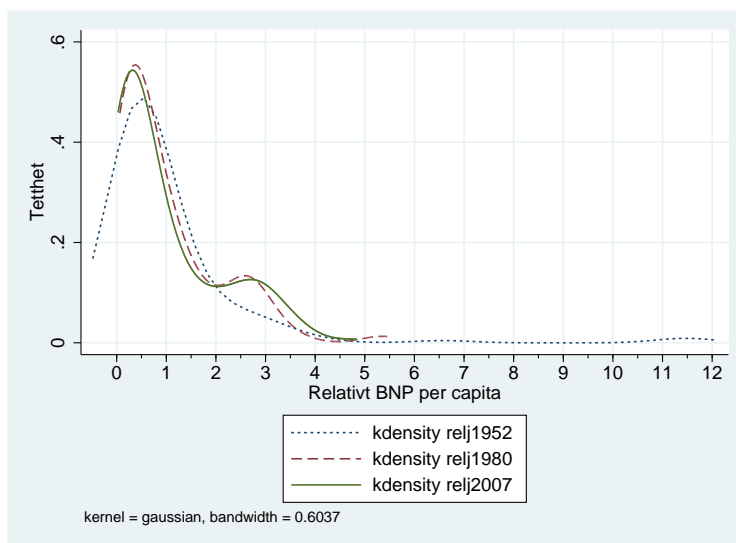
## 6.6 Kerneltettheter

Figur 8 viser tre kurver for tetthetsfordelingen av relativt BNP per capita. Kurvene er estimert for henholdsvis 1952, 1980 og 2007, og viser dannelsen av en totoppet fordeling i løpet av perioden 1952-2007. Det meste av endringen i fordelingen skjer allerede i perioden 1952-1980, og figuren viser også en reduksjon i de mest ekstreme forskjellene i løpet av denne perioden. Denne reduksjonen i ekstremene støttes av den deskriptive statistikken som viser en reduksjon i det estimerte standardavviket til relativt BNP per capita i løpet av den samme perioden.

Hos den første (fattigste) toppen i fordelingen, med relativt BNP per capita på 0,35, har antallet land økt noe mellom 1952 og 2007, men også i 1952 var det en opphopning på et nærliggende relativt nivå. Figur 8 viser også en tydelig opphopning omkring 2,8 ganger relativt BNP per capita i 2007, og denne har oppstått i løpet av perioden. Dette er konsistent med spline-regresjonen som indikerte at fattige

land konvergente mot ett nivå, og rike land mot et annet. Den relative avstanden mellom toppene ser ut til å være svakt økende, noe som kan indikere at de i den fattigste gruppen faller lenger bak de ledende landene. I kapittel 7 vil vi se at denne divergensen ville fortsatt (om samme trend fortsatte), men svært langsomt. Dette gjelder både tendensen for hele perioden, og dersom en bare ser på tendensen for 1977-2007.

Figur 8: Kernetetthet for hele utvalget



For å se nærmere på dynamikken rundt nivået der de fleste land befinner seg, kan Kuwait, UAE og Qatar utelates. Disse oljenasjonene skiller seg sterkt fra de andre landene. Ved å fjerne disse fra utvalget, som gjort i figur F4, blir det lettere å se dynamikken for den delen av utvalget hvor det store flertallet av land befinner seg. I figur 8 er alle land vektet likt. Dette innebærer at Malta har samme vekt som Kina, og dette er noe en bør være bevisst på. I figur F4 er hvert land vektet etter populasjonen på de ulike tidspunkt. Figuren viser en bevegelse mot en totoppet fordeling, med toppene rundt 0,6 og 2,8 ganger relativt BNP per capita. Den totoppede fordelingen er ikke like sterk her som i den uvektede kernetettheten (figur 8). Figur F4 viser en liten nedgang i tettheten for den rikeste toppen fra 1980 til 2007. Forskjellen mellom den uvektede og den vektete figuren tyder på at en del av landene i den rike klubben ikke er spesielt store. Samtidig viser figur F4 at den fattige gruppen av land har økt sitt relative BNP per capita i løpet av perioden. Dette er i stor grad drevet av India og Kinas vekst. Ettersom markovkjedene ikke populasjonsvektes, og for å unngå at to land driver en så stor del av resultatene, brukes figur 8 som hovedreferanse.

Det samme kan gjøres for bare OECD-land. En utfordring med dette utvalget er at

det bare er 32 observasjoner som danner hver kurve. Det kan likevel være interessant å se om bevegelsene tydelig avviker fra kerneltetthetene beregnet fra utvalget med 146 observasjoner (figur 8). Figur F5 (OECD-utvalget) i appendiks indikerer konvergens for perioden 1952-2007. Forskjellene i 1952 reduseres over perioden, og tettheten øker med en tydelig opphopning omkring 1,3 ganger relativt BNP per capita i 2007. I figur F6 er OECD<sup>12</sup> og 12 land fra sørøst-Asia<sup>13</sup> inkludert, og også innad dette utvalget viser figuren bevegelse mot en entoppet fordeling.

Tilsvarende figur for Afrika er ikke inkludert, men denne har hatt en tydelig entoppet fordeling for hele perioden. Relativt til verden viser kerneltettheten for Afrika opphopning på et noe lavere nivå utover perioden. Dette er konsistent med at den fattigste toppen i figur 8 har et svakt fallende relativt BNP per capita i løpet av perioden. At en har en entoppet fordeling gjennom hele perioden, kan tyde på at mye av konvergensprosessen har skjedd på et tidligere tidspunkt, men den like bevegelsen for gruppen peker i retning av at dette kan være en konvergensklubb.

Hovedfunnet i dette delkapittelet er dannelsen av en totoppet fordeling samt en entoppet fordeling innad spesifikke utvalg i 2007. Afrika har i 2007 gjennomsnittlig relativt BNP per capita på 0,24, mens OECD og sørøst-Asia har et gjennomsnitt på 2,17. Dette viser at de to gruppene i stor grad er å finne i hver sin topp. Om en finner at disse utvalgene er konvergensklubber, indikerer dette at den totoppede fordelingen kan være drevet av konvergensklubber.

---

<sup>12</sup>OECD minus Estland, samt at Tsjekkoslovakia behandles som en observasjon.

<sup>13</sup>14 land fra denne regionen egentlig, ettersom Japan og Sør-Korea er medlemmer i OECD.

## 7 Empiriske undersøkelser, del 2: Markovkjeder

### 7.1 BNP per capita-dynamikk ved bruk av markovkjeder

Markovkjedene kan være bedre egnet enn barroregresjoner til å se på konvergensprosesser, fordi de gir informasjon om utviklingen til hele fordelingen. Datasettet som analyseres består av relative BNP per capita-data for 146 land for perioden 1952-2007, og det brukes femårsoverganger i analysen. For å se på overgangshastigheten i de ulike matrisene, beregnes såkalt half-life. Denne gir informasjon om halveringstiden, altså hvor lang tid det vil ta å halvere differansen mellom gruppeinndelingen slik den er nå, og den ergodiske fordelingen. Denne beregnes på samme måte som i [Kremer et al. \(2001\)](#) og har formelen  $h = -\frac{\log 2}{\log |\lambda_2|}$ , hvor  $\lambda_2$  er den nest høyeste egenverdien til den aktuelle matrisen.

En svakhet med femårsovergangene i denne analysen er at gruppene velges etter den spesifikke verdien hvert femte år. Dette innebærer at en i enkelte tilfeller kan ha valgt et år som var preget av ekstraordinære hendelser. Analysen kunne vært gjort mindre sårbar ved å beregne gjennomsnitt av hvert femårsintervall istedenfor å plukke en enkeltverdi. Dette er ikke gjort for størsteparten av den kommende analysen. En svakhet ved bruken av gjennomsnitt er at en mister én overgang, og dermed forsvinner en del observasjoner. Som en robusthetssjekk er samme analyse som i tabell 6 utført, men verdiene beregnet med bruk av femårsgjennomsnitt istedenfor enkeltår, eksempelvis 1953-1957 og 1958-1962 istedenfor 1957 og 1962. Dette er vist i tabell T2 i appendiks, og denne viser et resultat som er svært likt det som ble oppnådd ved bruk av enkeltår. Dette tolkes i retning av at store enkelthendelser ikke har preget analysen i stor grad. Det er likefullt slik at enkelthendelser kan være et større problem i analysene med færre observasjoner, men her er det heller ikke bra om antallet observasjoner reduseres. Jeg velger derfor å fortsette med bruken av enkeltår (med femårsoverganger), noe [Kremer et al. \(2001\)](#) også har gjort.

Tabell 6 viser bevegelse mot en totoppet ergodisk fordeling, noe som er konsistent med kerneltettheten, og de øvrige analysene i kapittel 6 som heller ikke indikerte en absolutt konvergens. Tilsvarende resultat oppnås også ved bruk av kun to overganger for hele perioden, noe som styrker robustheten i analysen. Dynamikken viser at det er betydelig større sannsynlighet for å rykke ned fra gruppe 2 til gruppe 1, enn omvendt. Det er også større sannsynlighet for å rykke ned fra gruppe 3 til gruppe 2, enn det er å gå motsatt vei. Her er ikke forskjellen like stor. Mellom gruppe 3 og 4 er bevegelse svært like, men i den øverste delen av fordelingen skjer det motsatte. For



land i gruppe 4 er sannsynligheten større for å rykke opp til gruppe 5, enn det er for et land i gruppe 5 å rykke ned til gruppe 4. Denne dynamikken legger grunnlaget for den totoppede ergodiske fordelingen, med opphopning i den fattigste og i den rikeste gruppen.

Halveringstiden viser at dette er en svært langsom prosess. Å komme halvveis til den ergodiske fordelingen vil ta 40,8 femårsperioder, det vil si 204 år. Den relativt store stabiliteten sees også gjennom stabilitetsbetingelsen oppgitt i tabell 6. Denne er beregnet som trasen delt på antall element i trasen, og sier i tabell 6 at 87% av landene blir i samme gruppe mellom periode t-1 og t.

Tabell 6: Markovkjede: 146 obs, 1952-2007

Periode t-1		Periode t					Obs.
		IG	1	2	3	4	
1	[0.00-0.20)	0.941	0.059				322
2	[0.20-0.40)	0.1402	0.7788	0.081			321
3	[0.40-0.77)	0.0031	0.1028	0.8069	0.0841	0.0031	321
4	[0.77-1.65)			0.081	0.8442	0.0748	321
5	[ 1.65-∞ )				0.0343	0.9657	321
Initielt			0.2005	0.1999	0.1999	0.1999	1606
1 periode			0.2173	0.1880	0.1936	0.1924	0.2086
Ergodisk			0.3517	0.1455	0.1113	0.1199	0.2716
Ergodisk2 <sup>a</sup>			0.3312	0.1229	0.1069	0.1356	0.3034
Half-life		40.78					
Stabilitet		0.87					

<sup>a</sup>Ergodisk2: Alternativ gruppeinndeling. Denne har øvre grenser på 0.25, 0.5, 1, 2 og ∞. Alt annet i tabellen enn Ergodisk2 viser til den oppgitte gruppeinndelingen.

Den totoppede ergodiske fordelingen i tabell 6 har størst opphopning for gruppe 1. En større opphopning i nedre topp ble også funnet i kerneltettheten i figur 8, men størrelsesforholdet mellom toppene er mer jevnbyrdig i tabell 6. Toppen i gruppe 5 er ikke i et motsetningsforhold med kerneltettheten vist i figur 8. Dette ettersom figuren viste en opphopning omkring 3 ganger relativt BNP per capita, et nivå som inngår i gruppe 5. En opphopning i gruppe 1, det vil si relativt BNP per capita mellom 0,0 og 0,2, viser et lavere nivå enn hva kerneltettheten i figur 8 viste. Det er en langsom prosess som leder til dette, og den ergodiske fordelingen forteller ikke hva som skjer

i fremtiden. Denne forteller bare hva som skjer om trenden observert i perioden hadde fått fortsatt til den nådde en likevekt uavhengig av initial fordeling. Eventuell divergens synes derfor tydeligere i den ergodiske fordelingen enn i kerneltetthetene. Dette ettersom kerneltettheten holder seg til den gitte perioden.

Opphopningen i gruppe 1 tyder på en gruppe som beveger seg til et svært lavt relativt nivå, eller en gruppe som divergerer fra de ledende landene. Dette kan skyldes at den nederste toppen i kerneltettheten (figur 8) ikke er i stand til å utnytte teknologigapet for å oppnå balansert vekst. Et slikt tilfelle er konsistent med Benhabib Spiegel-modellen med teknologisk diffusjon, hvor det er mulig at en gruppe land faller lenger og lenger bak den teknologiske fronten (samt inntektsmessig). I delkapittel 7.3 undersøkes det om Afrika kan være en slik klubb.

## 7.2 Forskjeller over tid

Den aktuelle perioden strekker seg som nevnt fra 1952-2007. Det vil derfor være interessant å se om det er signifikante forskjeller mellom første og andre halvdel av denne perioden. Dette kan gi en indikasjon på om konvergens er en ensartet prosess over tid, eller ikke. Dersom dette ikke er tilfelle, altså at det er signifikante forskjeller mellom første og andre halvdel av perioden, er det problematisk. Det vil da ikke være riktig å beregne et sett med overgangssannsynligheter som skal gjelde for hele perioden. Ën tolkning av tabell 6 vil da ikke være gyldig. De relative størrelsene i delutvalgene er beregnet av gjennomsnittet til hele settet det aktuelle året, og samme inntektsgruppedeling brukes i begge tabeller. En tillater da at antallet i hver inntektsgruppe varierer i delutvalgene, men summen av observasjoner i inntektsgruppene vil stemme overens med hovedutvalget.

I de to ulike periodene ser en av de ergodiske fordelingene at det er forskjell på hvilken retning bevegelsene tar, men det er usikkert om dette er signifikante forskjeller. Perioden 1952-1977 viser en totoppet ergodisk fordeling med opphopning i gruppe 1 (fattigst) og gruppe 5, men betydelig større opphopning i gruppe 5 enn gruppe 1. For perioden 1977-2007 er fordelingen fortsatt totoppet, med opphopning i gruppe 1 og 5. Her er opphopningen størst i gruppe 1, i hovedsak på bekostning av inntektsgruppe 3 og 4.

Hvorvidt de observerte forskjellene mellom delutvalgene er signifikante, testes med Q- og LR-tester. Disse testene er det gjort rede for i metodekapittelet. Nullhypotesen  $H_0$  er her at inntektsdynamikken er lik for periodene 1952-1977 og 1977-2007. Hverken Q-test eller LR-test er i stand til å avvise denne hypotesen for et 1% signi-

Tabell 7: Markovkjede 1952-1977, relativt til verden

		Periode t					Obs.
Periode t-1	IG	1	2	3	4	5	
1	[0.00 - 0.20)	0.93	0.07				100
2	[0.20 - 0.40)	0.1075	0.8065	0.086			186
3	[0.40 - 0.77)		0.1104	0.7914	0.092	0.0061	163
4	[0.77 - 1.65)			0.071	0.8581	0.071	155
5	[ 1.65 - $\infty$ )				0.0159	0.9841	126
Initielt		0.1370	0.2397	0.2137	0.2055	0.1863	730
1 periode		0.1548	0.2397	0.2137	0.2055	0.1863	
Ergodisk		0.1615	0.1051	0.0819	0.1133	0.5382	
Ergodisk2 <sup>a</sup>		0.0606	0.0267	0.0251	0.0842	0.8034	
Vektet Stab		0.8617					
Half life		48.40					

<sup>a</sup>Ergodisk2: Alternativ gruppeinndeling. Denne har øvre grenser på 0.25, 0.5, 1, 2 og  $\infty$ . Alt annet i tabellen enn Ergodisk2 viser til den oppgitte gruppeinndelingen.

fikansnivå. Heller ikke for et 5% signifikansnivå (kritisk verdi: 18,31) kan  $H_0$  avvises. Jeg konkluderer derfor med at det ène settet av overgangssannsynligheter kan benyttes for perioden 1952-2007.

Tabell 7 og de to ulike ergodiske fordelingene i denne viser en potensiell svakhet med bruken av markovkjeder. I den tilhørende ergodiske fordelingen er intervallet for gruppe 5 lik  $[1.65 - \infty)$ , og 53,8% vil i den ergodiske fordelingen befinne seg i gruppe 5. I Ergodisk2 er intervallet for gruppe 5 lik  $[2 - \infty)$ , altså et mer restriktivt krav. Likevel vil 80,3% av utvalget ha beveget seg til denne gruppen i den ergodiske fordelingen. Dette forteller at den vilkårlige gruppeinndelingen er av stor betydning og kan by på potensielle problemer. I Ergodisk2 er den vilkårlige gruppeinndeling satt slik at en får flere oppadgående bevegelser enn i den initiale ergodiske fordelingen. Denne inndelingen med flere oppadgående bevegelser gjør at en får situasjonen hvor det er flere land i en gruppe som er mer restriktiv.

En annen ting som er verdt å merke seg, er at fordelingen på lang sikt indikerer at 80.3% av landene vil befinne seg på et nivå som er 2 ganger gjennomsnittet eller mer. Dette er ikke mulig og kalles en Lake Wobegon fordeling. Lake Wobegon referer til et fiktivt samfunn hvor alle er over gjennomsnittet. Likevel indikerer dette en positiv inntektstrend for utvalget i tabell 7 (1952-1977).

Tabell 8: Markovkjede, 1977-2007, relativt til verden

Periode t-1	IG	Periode t					Obs.
		1	2	3	4	5	
1	[0.00 - 0.20)	0.9459	0.0541				222
2	[0.20 - 0.40)	0.1852	0.7407	0.0741			135
3	[0.40 - 0.77)	0.0063	0.0949	0.8228	0.0759		158
4	[0.77 - 1.65)			0.0904	0.8313	0.0783	166
5	[ 1.65 - $\infty$ )				0.0462	0.9538	195
Initielt		0.2534	0.1541	0.1804	0.1895	0.2226	876
1 periode		0.2694	0.1450	0.1769	0.1815	0.2272	
Ergodisk		0.5088	0.1449	0.1060	0.0891	0.1512	
Vektet Stab	0.8721						
Half life	37.13						

Tabell 9: Q-test: Tidsperioder

Delsett	IG: t-1	Obs	IG: t					Sum
			1	2	3	4	5	
1952-1977	1	100	0.0129	0.2051				0.2179
	2	186	1.4186	0.1833	0.0574			1.6593
	3	163	0.5053	0.0916	0.0485	0.1210	0.4732	1.2396
	4	155			0.1914	0.0355	0.0299	0.2568
	5	126				1.2437	0.0442	1.2879
	Sum							4.6614
1977-2007	1	222	0.0057	0.0903				0.0960
	2	135	1.9499	0.2516	0.0794			2.2809
	3	158	0.5219	0.0959	0.0495	0.1263	0.4898	1.2835
	4	166			0.1811	0.0327	0.0272	0.2410
	5	195				0.8051	0.0286	0.8337
	Sum							4.7350
Pearson Q								<b>9.3964</b>
Crit Val.	(1% sign level)						10 d.f.	23.209

Tabell 10: LR-test, tidsperioder

Delsett	IG: t-1	Obs	IG: t					Sum
			1	2	3	4	5	
1952-1977	1	100	-1.0935	1.1967				0.1032
	2	186	-5.3116	5.2424	0.9584			0.8892
	3	163		1.2838	-2.5021	1.3467	0.6769	0.8054
	4	155			-1.4495	2.1721	-0.5735	0.1491
	5	126				-1.5377	2.3404	0.8028
	Sum							2.7496
1977-2007	1	222	1.0907	-1.0404				0.0502
	2	135	6.9592	-5.0159	-0.8903			1.0530
	3	158	0.7091	-1.1994	2.5367	-1.2311		0.8154
	4	166			1.6469	-2.1250	0.5945	0.1164
	5	195				2.6805	-2.3063	0.3743
	Sum							2.4092
LR								<b>10.3176</b>
Crit Val. (1% sign.level)							10 d.f.	23.209

### 7.3 OECD og sørøst-Asia, relativt til den øvrige verden

Så langt indikerer resultatene dannelse av konvergensklubber heller enn en global konvergens. Spline-regresjonen, kerneltetthetene og markovkjeden i tabell 6 peker i retning av at noen lykkes, mens andre ikke. Jeg skal nå undersøke med Q- og LR-tester om noen grupper av land skiller seg ut og kan være potensielle konvergensklubber. Jeg tester her om det er signifikante forskjeller mellom de to delutvalgene i tabell 11 (OECD og sørøst-Asia<sup>14</sup>) og tabell 12 (resten).

Landene i tabell 11 skiller seg fra tabell 12 ved at gruppen med OECD-land og sørøst-asiatiske land i større grad befinner seg i øvre del av inntektsgruppene. De har også i større grad enn resten av verden oppadgående bevegelser mellom inntektsgruppene. For utvalget med OECD og sørøst-asiatiske land viser tabellen en èntoppet ergodisk fordeling. I denne befinner alle landene seg i gruppe 5, noe som

<sup>14</sup>Sørøst-asiatiske land i utvalget er: Kina, Hong Kong, Taiwan, Kambodsja, Indonesia, Laos, Malaysia, Burma, Filippinene, Singapore, Thailand, og Vietnam. Mongolia og Nord Korea er utelatt, ettersom disse landene ikke er integrert i verdenshandelen.

er over gjennomsnittet. Som allerede diskutert, innebærer dette en Lake Wobegon-fordeling. Dette er ikke mulig, men forteller om den positive inntektsutviklingen som har vært for landene i dette utvalget. For de øvrige landene er den langsiktige tendensen motsatt, med en opphopning i hovedsak i gruppe 1.

Tabell 11: Markovkjede: OECD og sørøst-Asia relativt til verden

Periode t-1	IG	Periode t					Obs.
		1	2	3	4	5	
1	[0.00 - 0.20)	0.8611	0.1389				36
2	[0.20 - 0.40)	0.1081	0.7297	0.1622			37
3	[0.40 - 0.77)		0.0556	0.7778	0.1667		36
4	[0.77 - 1.65)			0.0084	0.8824	0.1092	119
5	[ 1.65 - $\infty$ )					1	256
Initielt		0.074	0.076	0.074	0.25	0.53	484
1 periode		0.0723	0.0702	0.0723	0.2293	0.5558	
Ergodisk		0	0	0	0	1	
Ergodisk2 <sup>a</sup>		0.0018	0.0042	0.0170	0.1029	0.8742	
Vektet Stab	0.9215						
Half life	14.22						

<sup>a</sup>Ergodisk2: Alternativ gruppeinndeling. Denne har øvre grenser på 0.25, 0.5, 1, 2 og  $\infty$ . Alt annet i tabellen enn Ergodisk2 viser til den oppgitte gruppeinndelingen.

Tabell 12: Markovkjede: Hele settet minus OECD og sørøst-Asia, relativt til verden

Periode t-1		Periode t					Obs.
		1	2	3	4	5	
1	[0.00 - 0.20)	0.951	0.049				286
2	[0.20 - 0.40)	0.1444	0.7852	0.0704			284
3	[0.40 - 0.77)	0.0035	0.1088	0.8105	0.0737	0.0035	285
4	[0.77 - 1.65)			0.1238	0.8218	0.0545	202
5	[ 1.65 - $\infty$ )				0.1692	0.8308	65
Initielt		0.2549	0.2531	0.2540	0.1800	0.0579	1122
1 periode		0.2799	0.2389	0.2460	0.1765	0.0588	
Ergodisk		0.5812	0.1941	0.1217	0.0759	0.0270	
Vektet Stab	0.843						
Half life	15.78						

$H_0$  for testene er at inntektsdynamikken er lik for gruppen med OECD og de 12 sørøstasiatiske landene<sup>15</sup>, sammenlignet med den øvrige verden. Både Q-test og LR-test som gir verdier på henholdsvis 73,4 og 67,8 er i stand til å avvise denne hypotesen for et 1% signifikansnivå. Jeg konkluderer derfor med at utvalget med OECD og sørøst-Asia har en inntektsdynamikk ulik de øvrige landene og ser ut til å bevege seg mot et felles nivå. Dette peker i retning av at utvalget er en konvergenklubb, og konvergens innad dette utvalget bør undersøkes nærmere. Dersom konvergens innad utvalget også finnes styrker dette hypotesen om at utvalget er en konvergenklubb.

## 7.4 Afrika relativt til den øvrige verden

Det undersøkes nå om afrikanske land er signifikant ulike den øvrige verden. Av tabell 13 ser man at de afrikanske observasjonene i hovedsak er å finne i de nederste gruppene, mens tabell 14 i stor grad har observasjonene fra de 3 rikeste gruppene (80% av observasjonene).

Tabell 13 (Afrika-utvalget) viser en èntoppet ergodisk fordeling med konsentrasjon av land i hovedsak i gruppe 1, men også noen i gruppe 2. Dette som følge av mange nedadgående bevegelser mellom inntektsgrupper. De afrikanske landene befant seg i stor grad i den fattigste opphopningen i kerneltettheten (figur 8). Dette tilsvarer gruppe 2 etter inndelingen i markovkjeden. At den ergodiske fordelingen her topper i gruppe 1, tyder på at de afrikanske landene konvergerer til et svært lavt relativt nivå, eventuelt er i en divergensprosess fra de ledende landene, og ikke er i stand til å oppnå balansert vekst.

Tabell 14 (minus Afrika-utvalget) viser i mye større grad oppadgående bevegelser mellom inntektsgrupper, noe som gir opphopning av land i gruppe 5, samt en del i gruppe 4.

Hvorvidt de observerte ulikhetene mellom utvalgene er signifikant forskjellige, testes med Q- og LR-tester.  $H_0$  er at inntektsdynamikken er lik for afrikanske og ikke-afrikanske land. Både Q-test og LR-test gir testverdier på henholdsvis 88,6 og 45,5. Dette gjør at hypotesen om lik inntektsdynamikk kan avvises for et 1% signifikansnivå. Det er verdt å merke seg at Q-testen har enkeltvariable som slår kraftig ut. Dette gjelder spesielt de to afrikanske landene som befant seg i gruppe 5 i én periode, men hvorpå begge rykket ned. Dette genererer et bidrag til Q-testen på 54,4, som i seg selv er stort nok til å avvise nullhypotesen. Dette kunne vært problematisk dersom dette var størsteparten av driveren for avvisningen, men her er de øvrige

---

<sup>15</sup>14 land fra denne regionen egentlig, ettersom Japan og Sør-Korea er medlemmer i OECD.

verdiene store nok til også å avvise nullhypotesen. Uten dette kunne en fryktet at resultatet var drevet av en enkelthendelse. Jeg konkluderer med at det er signifikante forskjeller mellom afrikanske og ikke-afrikanske land, og at afrikanske land ser ut til å bevege seg mot et felles nivå. Dette peker i retning av at Afrika kan være en egen konvergensklubb. Dette utvalget bør også undersøkes for konvergens innad utvalget.

Tabell 13: Markovkjede: Afrika relativt til verden

<b>Afrika</b>		Periode t					
Periode t-1	IG	1	2	3	4	5	Total
1	[0.00 - 0.20)	0.9494	0.0506				237
2	[0.20 - 0.40)	0.1707	0.7805	0.0488			205
3	[0.40 - 0.77)		0.1717	0.7879	0.0303	0.0101	99
4	[0.77 - 1.65)			0.175	0.75	0.075	40
5	[ 1.65 - $\infty$ )					1	2
Initielt		0.4065	0.3516	0.1698	0.0686	0.0034	583
1 periode		0.446	0.3242	0.163	0.06	0.0069	
Ergodisk		0.7130	0.2114	0.0601	0.0139	0.0016	
Half life	7.20						
Stabilitet	0.8456						

Tabell 14: Markovkjede: Hele settet minus Afrika

<b>Ikke Afrika</b>		Periode t					
Periode t-1		1	2	3	4	5	Total
1	[0.00 - 0.20)	0.9176	0.0824				85
2	[0.20 - 0.40)	0.0862	0.7759	0.1379			116
3	[0.40 - 0.77)	0.0045	0.0721	0.8153	0.1081		222
4	[0.77 - 1.65)			0.0676	0.8577	0.0747	281
5	[ 1.65 - $\infty$ )				0.0282	0.9718	319
Initielt		0.0831	0.1134	0.1193	0.2747	0.3118	1023
1 periode		0.0870	0.1105	0.2111	0.2678	0.3236	
Ergodisk		0.0792	0.0692	0.1246	0.1992	0.5277	
Half life	25.00						
Stabilitet	0.8798						



## 7.5 Sammenlikning med Kremer et al. (2001)

I dette delkapittelet undersøkes overlapping av resultatene fra Kremer et al. (2001) med resultatene i tabell 6. Kremer et al. (2001) fant at landene i hovedsak ville bevege seg mot den rikeste gruppen, selv om noen ville forbli i den aller fattigste gruppen. Kremer et al. (2001) beskriver velstand som en 'absorbing state'. Dette gir en totoppet fordeling, men hvor den rike toppen er mye større enn den fattige. Dette er et interessant resultat. Jeg ønsker å undersøke i hvilken grad hans resultat overlapper med min analyse, siden min strekker seg over en lengre periode. Han bruker data for 128 land for perioden 1960-1996, og også han bruker femårsoverganger for å se på bevegelsene mellom inntektsgrupper.

Kremer utelukket 20 land<sup>16</sup>. Denne eksklusjonen av land vil jeg også følge i den kommende analysen<sup>17</sup>. Disse landene ble utelatt fra analysen fordi ikke-fornybare ressurser utgjorde mer enn 15% av deres BNP (da Kremer et al. (2001) publiserte). Det er trolig at disse landene har hatt en annen inntektsdynamikk enn de fleste andre land i denne perioden. For eksempel kan BNP variere mye med oljeprisen. Dersom landene har ulik inntektsdynamikk sammenlignet med det øvrige utvalget, vil en få skjeve estimat ved å inkludere disse oljelandene. Dersom oljelandene har lik inntektsdynamikk, men utelates fra analysen, vil presisjonen reduseres.

Fra tabell 3 i Kremer et al. (2001) (her tabell T7 i appendiks) er det spesielt to viktige moment knyttet til dynamikken. Tabellen viser at det er betydelig større sannsynlighet for å rykke ned fra gruppe 2, enn det er for gruppe 1 å rykke opp. Den viser også at svært få land rykker ned fra gruppe 5. Det siste bidrar sterkt til en ergodisk fordeling med flertallet av land i den rikeste gruppen.

Mine resultat sees i tabell 15. Jeg refererer nå til Ergodisk2, som har samme inntektsgruppeinndeling som Kremer et al. (2001). Denne fordelingen viser en mer negativ trend enn hva de fant. Ergodisk2 viser opphopning i gruppe 1 og 5, henholdsvis med 50% og 25% i hver av gruppene, mens Kremer et al. (2001) fant at 72% vil befinne seg i gruppe 5. Denne undersøkelsen deler dermed ikke Kremer et al. (2001) sitt positive syn for inntektsdynamikken til flertallet av land. Mens han fant at dersom inntektsdynamikken i perioden han undersøker for vil medføre velstand for flertallet av land, finner denne oppgaven at store inntektsforskjeller vil vedvare. En

---

<sup>16</sup>Følgende land utelukkes: Algeria, Angola, Bahrain, Botswana, Congo, Gabon, Indonesia, Iran, Irak, Kuwait, Namibia, Nigeria, Oman, Qatar, Saudi Arabia, Syria, Trinidad og Tobago, Venezuela, United Arab Emirates og Zambia.

<sup>17</sup>Men hvilke som er inkludert, er ikke likt. Eksempelvis inneholder dette datasettet 'landene' Tsjekkoslovakia og Eritrea-Etiopia.

forutsetning er i begge tilfeller at den samme dynamikken opprettholdes.

Årsaken til det mer negative resultatet kan være at denne analysen strekker seg til og med 2007, mens Kremer et al. (2001) bare brukte data til og med 1996. Av tabell 7 (146 land, 1952-1977) og tabell 8 (146 land, 1977-2007) ble det funnet en mer negativ trend for den siste perioden (selv om de ikke var signifikant ulike). Ved å inkludere mer av den siste perioden, kan dette ha bidratt til det mer negative resultat som her vises (sammlignet med Kremer et al. (2001)). Når denne oppgavens datasett undersøkes for perioden 1962-1997, ser en ergodisk fordeling som er nærere hva Kremer et al. (2001) fant, med 51% i gruppe 5. En annen utslagsgivende faktor kan være forskjeller mellom Penn World Tables og Maddisons datasett. Forskjellene knyttet til beregningen av BNP-tall kan gi ulike resultat. Dette kan gi utslag ettersom markovkjeder er nokså sensitive. I tillegg, selv om de samme landene utelates, kan ulike land være inkludert.

En mer negativ trend enn hva hovedresultatet for markovkjedene i delkapittel 7.1 viste er også funnet, da det i 'Ergodisk' i tabell 15 er funnet en større oppsamling i den fattigste gruppen enn i tabell 6. Dette kan tyde på at de definerte ikke-fornybare landene har bidratt til den mer positive trenden som ble observert i tabell 6.

Tabell 15: Markovkjede: Ikke-fornybare land utelatt

Periode t-1	IG	Periode t					Obs.
		1	2	3	4	5	
1	[0.00 - 0.20)	0.946	0.054				278
2	[0.20 - 0.41)	0.1769	0.7653	0.0578			277
3	[0.41 - 0.81)	0.0036	0.1155	0.8051	0.0758		277
4	[0.77 - 1.72)			0.0939	0.8412	0.065	277
5	[ 1.72 - $\infty$ )				0.0325	0.9675	277
Initielt		0.2006	0.1999	0.1999	0.1999	0.1999	1386
1 periode		0.2258	0.1869	0.1912	0.1898	0.2063	
Ergodisk		0.5545	0.1675	0.0812	0.0656	0.1312	
Ergodisk2 <sup>a</sup>		0.5019	0.1274	0.0672	0.0511	0.2525	
Half-life	43.82						
Stability	0.86502						

<sup>a</sup>Ergodisk2: Alternativ gruppeinndeling. Denne har øvre grenser på 0.25, 0.5, 1, 2 og  $\infty$ . Alt annet i tabellen enn Ergodisk2 viser til den oppgitte gruppeinndelingen.

## 7.6 Dynamikk innad utvalgene

For å få et bedre inntrykk av dynamikken innad det enkelte utvalg, er tabell 16 beregnet relativt til det aktuelle utvalgets gjennomsnitt, ikke relativt til hele settet.

Tabellen viser fordelingen for OECD og sørøst-Asia-utvalget. I motsetning til tabell 6, viser tabell 16 en èntoppet ergodisk fordeling. Dette indikerer konvergens innad utvalget. Tabellen viser en opphopning i gruppe 3, 4 og 5, med en topp i gruppe 4. Dette på bekostning av gruppe 1 og 2. Resultatet er ikke overraskende, ettersom analysen er innad det vi anså som en potensiell konvergensklubb fra delkapittel 7.3. Disse to resultatene er en sterk indikasjon på at utvalget er en konvergensklubb.

Tabell 16: Markovkjede: OECD og sørøst-Asia, relativt til eget gjennomsnitt

		Periode t					Obs
Periode t-1	IG	1	2	3	4	5	
1	[0.00 - 0.33)	0.9485	0.0515				97
2	[0.33 - 0.79)	0.0103	0.8866	0.1031			97
3	[0.79 - 1.28)		0.0309	0.8557	0.1134		97
4	[1.28 - 1.53)			0.0825	0.8351	0.0825	97
5	[ 1.53 - $\infty$ )				0.1354	0.8646	96
Initielt		0.2004	0.2004	0.2004	0.2004	0.1983	484
1 periode		0.1921	0.1942	0.2087	0.2169	0.1880	
Ergodisk		0.0168	0.0840	0.2799	0.3849	0.2344	
Half-life	15.45						
Stabilitet	0.878						

Det er ikke grunn til å tro at den øvrige verden er en konvergensklubb, da denne er for ulik, og det undersøkes derfor ikke innad denne. Det kan, som nevnt i 6.2, kritiseres at OECD og sørøst-Asia bare er et utvalg av land som har lykket. Tabellen indikerer likefullt konvergens blant relativt velutviklede land med tilgang til kapitalmarkeder og teknologi, og som er integrert i verdenshandelen. For dette utvalget er det ikke overraskende at svært få land beveger seg nedover fra gruppe 2 og 3, men mange beveger seg opp i inntektsgruppene. Dette er noe av forklaringen for at gruppe 5 øker i utbredelse, til tross for at det er større sannsynlighet for å bevege seg ned fra gruppe 5 enn å bevege seg opp fra gruppe 4. Samtidig er det også en betydelig raskere overgangsprosess for dette utvalget, enn for hele utvalget (tabell 6). Innad

OECD-utvalget observeres konvergens meget lik den som ble observert i utvalget for OECD og sørøst-Asia (tabell 16).

Delkapittel 7.4 viste at det afrikanske kontinentet hadde en dynamikk som skilte seg signifikant fra den øvrige verden, og dette indikerer at Afrika kan være en egen konvergensklubb. Ved å gjøre samme øvelse som i tabell 16, det vil si å undersøke dynamikken for afrikanske land relativt til kontinentets eget gjennomsnitt, finner en resultat svært like de som ble vist for Afrika relativt til verden (tabell 13). Dette innebærer bevegelse mot et felles nivå med opphopning i hovedsak i gruppe 1 i den ergodiske fordelingen. Disse to analysene gir en sterk indikasjon på at også Afrika ser ut til å være en egen konvergensklubb.

Kapitlet har vist at OECD og sørøst-asiatiske land ser ut til å konvergere mot sin relativt høye likevekt, mens Afrika ser ut til å konvergere mot sin relativt lave likevekt, eventuelt divergerer fra de ledende landene. At landene ser ut til å være konvergensklubber, er også vist ved at det er konvergens innad disse utvalgene. Dette kan knyttes til den totoppede fordelingen. Dynamikken for det afrikanske utvalget til ser ut til å være en viktig driver for opphopningen i gruppe 1 i markovkjeden (tabell 6). Tilsvarende ser dynamikken for OECD og sørøst-Asia ut til å være viktig for opphopningen i gruppe 5 i markovkjeden (tabell 6). Det kan ikke bevises at det er de potensielle konvergensklubbene som medfører den totoppede ergodiske fordelingen. Det denne oppgaven kan si, er at undersøkelsen av to store grupper av land indikerer konvergensklubber, og det er grunn til å tro at dette er et betydelig bidrag til dannelsen av denne totoppede ergodiske fordelingen.

## 8 Konklusjon

Denne oppgaven har tatt for seg flere ulike metoder for å analysere konvergensprosessen for perioden 1952-2007. Disse peker ikke i retning av at perioden har hatt konvergens for alle land, men heller dannelse av en totoppet fordeling, med betydelige inntektsforskjeller mellom land. Ved å se på BNP per capita-utviklingen relativt til USA, ser en at verden som helhet ikke har kommet nærmere USA-nivået. Derimot har enkeltgrupper hatt stor suksess, mens andre igjen, eksempelvis Afrika, har tapt terreng.

For hele utvalget er ikke absolutt konvergens funnet i barroregresjonen, men betinget konvergens er funnet. Denne forteller at ikke alle land går mot en felles likevekt, men land med like karakteristikk vil bevege seg mot en felles likevekt. Det er imidlertid grunn til å være kritisk til den kausale tolkningen av variablene i den betingede regresjonen. Regresjonen viser også bare hvorvidt landene konvergerer til sin egen likevekt, og den er i så måte underordnet den absolutte konvergens når spørsmålet er hvordan landene gjør det relativt til hverandre. Barroregresjonene er her utført for en lengre tidsperiode og flere land enn [Sala-I-Martin \(1996\)](#), men fravær av absolutt konvergens fremkommer i begge tilfeller. Funnet av absolutt konvergens for OECD-landene er nokså likt hva [Sala-I-Martin \(1996\)](#) finner, men med en litt svakere effekt. Funnene i den betingede regresjonen er i tråd med hva [Sala-I-Martin \(1996\)](#) finner, med en svært lik halveringstid (38,8 år i min estimering mot 35 år hos [Sala-I-Martin\(1996\)](#)).

Spline-regresjonen viser ulike effekter for ulike inntektsgrupper. Disse indikerer at land i den nedre delen av inntektsfordelingen ikke er i stand til å nå igjen den rikeste gruppen, samt at landene i den øvre delen inntektsmessig beveger seg mot en felles likevekt. Kernelfunksjonen støtter dette med dannelse av en totoppet fordeling for hele utvalget, og en èntoppet fordeling i 2007 innad OECD og sørøst-Asia-utvalget, samt Afrika-utvalget. Dette peker i retning av konvergensklubber.

Markovkjedeanalysen ved bruk av hele utvalget viser bevegelse mot en totoppet ergodisk fordeling, noe som er i tråd med [Quah \(1993a\)](#). Estimeringene indikerer at inntektsforskjeller mellom grupper av land opprettholdes dersom denne periodens tendens vedvarer. Dette er konsistent med de øvrige undersøkelsene i oppgaven. Det ser også ut til at avstanden mellom klubbene er svakt økende. Kernelfunksjonen viste en svak tendens til dette, og den ergodiske fordelingen viser dette tydeligere, men prosessen er svært langsom. Estimeringene er også mer negative til inntektsutviklingen enn hva [Kremer et al. \(2001\)](#) er.

Ved bruk av Q- og LR-tester finner jeg ikke signifikante forskjeller over tid. Dette gjør det gyldig å se på overgangs-sannsynligheter for hele perioden. OECD og sørøst-Asia har i markovkjeden (tabell 11) bevegelse mot den rikeste gruppen, og har inntektsdynamikk signifikant ulik den øvrige verden. Dette er også funnet for Afrika, men med bevegelse mot den fattigste gruppen. Dette, kombinert med at en også finner bevegelse mot en èntoppet ergodisk fordeling for markovkjedene innad utvalgene, gir en sterk indikasjon på at de er egne konvergensklubber. Undersøkelsen peker i retning av at disse to store utvalgene (de potensielle konvergensklubbene) er et viktig bidrag for den totoppedde fordelingen. En har da at OECD og sørøst-asiatiske land går mot en relativt høy likevekt, mens det ser ut som om Afrika har problemer med å utnytte sitt potensiale og går mot en relativt lav likevekt, eventuelt divergerer fra de ledende landene.

Benhabib Spiegel-modellen med teknologisk diffusjon åpner for en slik situasjon hvor flere likevekter er mulig, og en gruppe kan falle stadig lenger bak de ledende landene. I tilfellet med en divergerende klubb er ikke denne i stand til å utnytte teknologigapet for å oppnå balansert vekst. Benhabib Spiegel-dynamikken impliserer at landene i den rike konvergensklubben har en bedre evne til teknologiimitasjon og innovasjon enn klubben som divergerer. For gruppen som er i stand til å oppnå balansert vekst oppnås konvergens innad gruppen (gitt imitasjonsevne) ved at landene med større teknologigap har en sterkere teknologisk vekst.

Selv om vekstteori, konvergens og dannelsen av konvergensklubber er emner som har fått mye oppmerksomhet, kan videre forskning gi en stadig dypere forståelse. Etter hvert som tiden går forbedres datamaterialet for BNP per capita, noe som vil øke presisjonen på de metodene som her er benyttet. Dersom konvergensklubbene opprettholdes, vil det være av interesse å se hvordan den relative avstanden mellom dem utvikler seg. Videre forskning bør også forsøke å determinere de dypere årsakene til dannelsen av konvergensklubber og årsakene til at de enkelte landene havner i de ulike konvergensklubbene. Et eksempel på dette kan være å undersøke hvorvidt en uortodoks handelspolitikk påvirker hvilken konvergensklubb en havner i. Hvorvidt konvergensklubber medfører like karakteristikk, eller om like karakteristikk plasserer land i konvergensklubber, er også et interessant tema for videre forskning.

## 9 Referanser

- Azariadis, C. og Drazen, A. (1990): "Threshold Externalities in Economic Development." *Quarterly Journal of Economics* 105(2), 501–526.
- Barro, R. og Lee, J.-W. (2010): "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010." <http://go.worldbank.org/93K9SZ0GA0>, hentet 10.05.2014.
- Barro, R. og Sala-I-Martin, X. (1992): "Convergence." *Journal of Political Economy* 100(2), 223–251.
- Baumol, W. J. (1986): "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show." *American Economic Review* 76(5), 1072–1085.
- Benhabib, J. og Spiegel, M. (1994): "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data." *Journal of Monetary Economics* 34, 143–173.
- Benhabib, J. og Spiegel, M. (2005): "Human Capital and Technology Diffusion." *Handbook of Economic Growth* 1(1), 935–966.
- Bickenbach, F. og Bode, E. (2003): "Evaluating the Markov Property in Studies of Economic Convergence." *International Regional Science Review* 26(3), 363–392.
- DeLong, J. B. (1988): "Productivity Growth, Convergence and Welfare: Comment." *American Economic Review* 78(5), 1138–1154.
- Dupont, W. (2013): "Stata Manual: mkspline." <http://www.stata.com/manuals13/rmkspline.pdf>, hentet 07.05.2014.
- Erumban, A. (2013): "Total Economy Database - Growth Accounting and Total Factor Productivity, 1990 - 2013." <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>, hentet 11.03.2014.
- Feyrer, J. (2003): "Convergence by Parts." *Dartmouth College* .
- Findlay, R. (1978): "Relative Backwardness, Direct Foreign Investment, and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model." *The Quarterly Journal of Economics* 92(1), 1–16.
- Galor, O. (1996): "Convergence? Inferences from theoretical Models." *The Economic Journal* 106(437), 1056–1069.
- Geary, R. og Khamis, S. (2007): "Handbook of the Internatio-

- nal Comparison Programme, Annex II - Methods of Aggregation.” [http://unstats.un.org/unsd/methods/icp/ipc7\\_hm.htm](http://unstats.un.org/unsd/methods/icp/ipc7_hm.htm), hentet 01.04.2014.
- Heijdra, B. J. (2009): *Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford University Press, 2 utgave.
- Howitt, P. og Mayer-Foulkes, D. (2002): “R&D, Implementation and Stagnation: A Schumpeterian Theory of Convergence Clubs.” *National Bureau of Economic Research Working Paper 9104*.
- Jann, B. (2007): “Univariate Kernel Density Estimation.” <http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/k/kdens.pdf>, hentet 01.04.2014.
- Kaufmann, D., Kraay, A. og Ziso-Lobaton, P. (2002): “Governance Matters II: Updated Indicators for 2000/01.” *The World Bank* .
- Kremer, M., Onatski, A. og Stock, J. (2001): “Searching for Prosperity.” *National Bureau of Economic Research 0* (Working paper 8250).
- Krugman, P. (1995): *Development, Geography and Economic Theory*. The MIT Press.
- Lucas, R. (1990): “Why Doesn’t Capital flow from Rich to Poor Countries?” *American Economic Review* 80(2), 92–96.
- Maddison, A. (2010): “Historical Statistics: Statistics on World Population, GDP and Per Capita GDP, 1-2008 AD.” <http://www.ggdc.net/maddison/oriindex.htm>, hentet 20.01.2014. Horizontal file.
- Murphy, K., Schleifer, A. og Vishny, R. (1989): “Industrialization and the Big Push.” *The Journal of Political Economy* 97(5), 1003–1026.
- Nelson, R. og Phelps, E. (1966): “Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth.” *The American Economic Review* 56(1/2), 69–75.
- Quah, D. (1993a): “Empirical cross-section dynamics in economic growth.” *European Economic Review* 37, 426–434.
- Quah, D. (1993b): “Galton’s Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis.” *The Scandinavian Journal of Economics* 95(4), 427–443.
- Quah, D. (1996): “Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics.” *The Economic Journal* 106(437), 1045–1055.
- Rattsø, J. og Stokke, H. (2013): “Population Divergence and Income Conver-



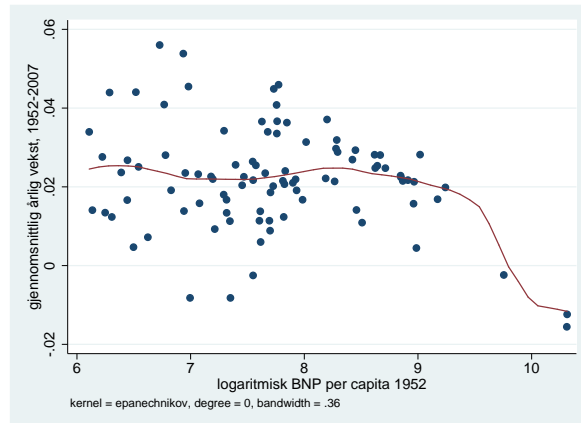
- gence: Regional Distribution Dynamics for Norway.” *Regional Studies* 0(DOI: 10.1080/00343404.2013.799842).
- Rodrik, D. (2011): “The Future of Economic Convergence.” *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 17400*.
- Rodrik, D., Subramanian, A. og Trebbi, F. (2002): “Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development.” <http://www.hks.harvard.edu/fs/drodrik/research.html>, hentet 28.03.2014.
- Sala-I-Martin, X. (1996): “The Classical Approach to Convergence Analysis.” *The Economic Journal* 106(437), 1019–1036.
- Silverman, B. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman & Hall.
- Solow, R. (1956): “A Contribution to the Theory of Economic Growth.” *Oxford University Press* , 65–94.
- Stata-Manual-13 (2013): “Kernel-weighted local polynomial smoothing.” <http://www.stata.com/manuals13/rlpoly.pdf>, hentet 01.04.2014.
- Stokke, H. (2003): “Technological Catch-Up vs. Divergence: A study of the Nelson Phelps adoption function.” *NTNU* .
- Stokke, H. (2004): “Technology Adoption and Multiple Growth Paths: An Inter-temporal Equilibrium Analysis of the Catch-Up Process in Thailand.” *Review of World Economics* 140(1), 80–109.
- Swan, T. W. (1956): “Economic Growth and Capital Accumulation.” *Economic Record* 32(2), 334–361.
- UN-Inter-Agency-Group-For-Child-Mortality-Estimation (2013): “Mortality rate, infant (per 1,000 live births).” <http://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.IMRT.IN>, hentet 28.03.2014.
- UNESCO (2000): “World Education Report 2000.” <http://www.unesco.org/education/information/wer/PDFeng/wholewer.PDF>, hentet 12.05.2014.
- Veblen, T. (1915): *Imperial Germany and the Industrial Revolution*. Macmillan.
- Wooldridge, J. M. (2008): *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South Western International, 4th edition utgave.

Zucchini, W. (2003): "Applied Smoothing Techniques, Part 1: Kernel Density Estimations." [http://isc.temple.edu/economics/Econ616/Kernel/ast\\_part1.pdf](http://isc.temple.edu/economics/Econ616/Kernel/ast_part1.pdf), hentet 01.04.2014.

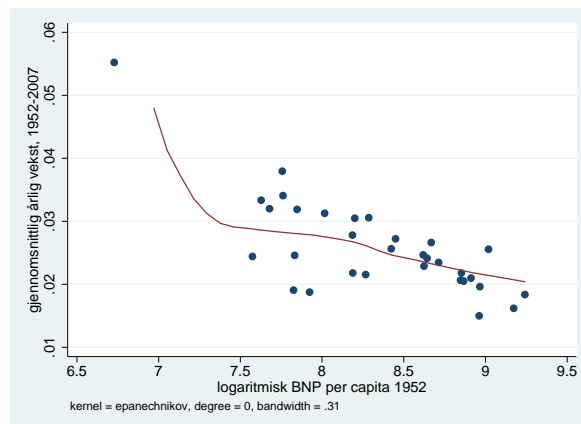
# A Appendiks

## A.1 Ytterligere figurer

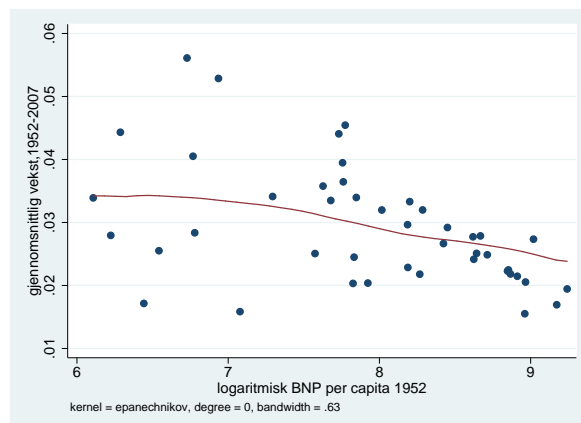
Figur F1: Ikke-lineært kernelplott hvor afrikanske land er ekskludert.



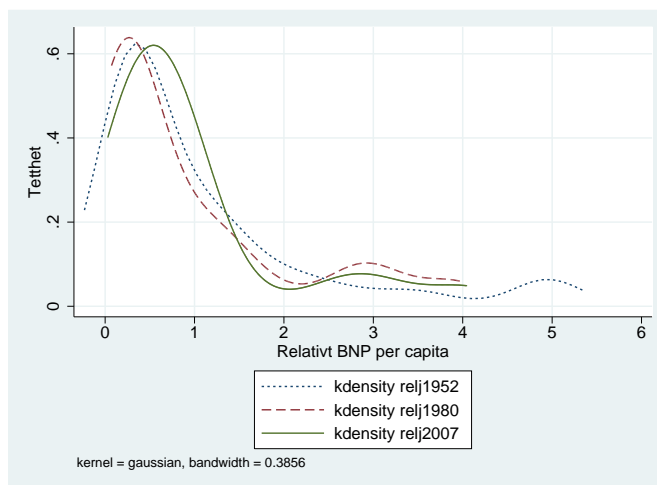
Figur F2: Ikke-lineært kernelplott for OECD.



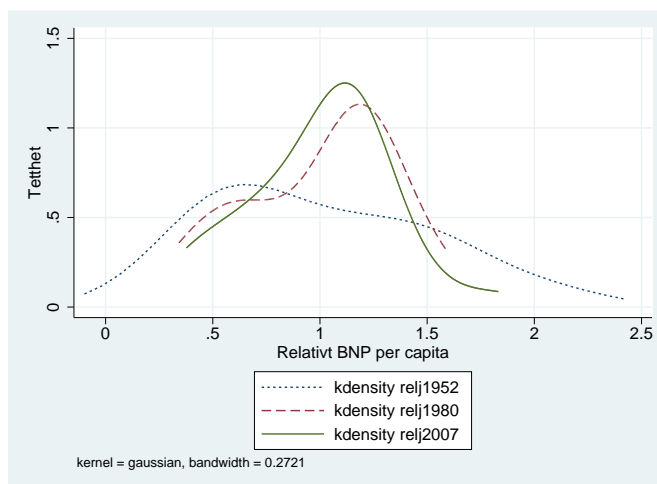
Figur F3: Ikke-lineært kernelplott for OECD og sørøstasiatiske land.



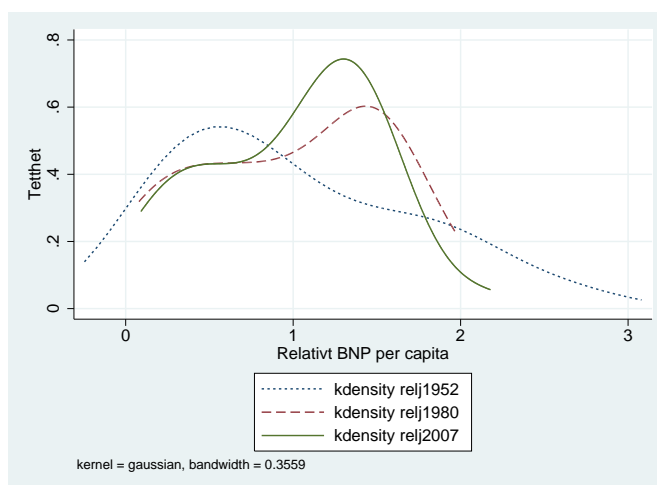
Figur F4: Populasjonsvektet kerneltetthet, hvor 3 utliggere er fjernet.



Figur F5: Kerneltetthet for OECD



Figur F6: Kerneltetthet for OECD og sørøst-Asia



## A.2 Ytterligere tabeller

Tabell T1: Barroregresjon (absolutt): avh. var.:  $avgrowth_{1952-2008}$

Variable	Coefficient (Std. Err.)
lnBNPpc1914	-0.004** (0.002)
Konstant	0.049*** (0.013)
N	34
R <sup>2</sup>	0.182
F (1,32)	5.518
Sign. lev.:	* : 10%    ** : 5%    *** : 1%

Tabell T2: Markovkjede 146 obs, 1953-2007, femårgjennomsnitt

Periode t-1	IG	Periode t					Obs.
		1	2	3	4	5	
1	[0.00-0.20)	0.9486	0.0514				292
2	[0.20-0.40)	0.1404	0.7911	0.0651	0.0034		292
3	[0.40-0.77)		0.0925	0.8288	0.0788		292
4	[0.77-1.65)			0.0719	0.8527	0.0753	292
5	[ 1.65-∞)				0.0342	0.9658	292
Initielt		0.2000	0.2000	0.2000	0.2000	0.2000	1460
1 periode		0.2178	0.1870	0.1932	0.1938	0.2082	
Ergodisk		0.3784	0.1385	0.1026	0.1189	0.2616	

Tabell T3: Q-test: OECD og sørøst-Asia

		t							
Delsett	t-1	Obs	1	2	3	4	5	Sum	
OECD og S.As	1	36	0.2442	3.8953				4.1396	
	2	37	0.2719	0.1145	3.0118			3.3983	
	3	36	0.1116	0.7802	0.0378	2.9206	0.1116	3.9617	
	4	119			7.7435	0.2100	1.8826	9.8361	
	5	256				8.7808	0.3119	9.0927	
	Sum							30.4284	
Resten	1	286	0.0304	0.4847				0.5151	
	2	284	0.0357	0.0149	0.3940			0.4446	
	3	285	0.0147	0.0998	0.0046	0.3665	0.0147	0.5003	
	4	202			4.5683	0.1201	1.1129	5.8012	
	5	65				34.4860	1.2249	35.7109	
	Sum							42.9722	
Pearson Q								<b>73.4006</b>	
Crit Val.	1% sign						(10 d.f.)	23.209	

Tabell T5: Q-test: Afrika

		t							
Delsett	t-1	Obs	1	2	3	4	5	Sum	
Afrika	1	237	0.0178	0.2834				0.3012	
	2	205	1.3602	0.0008	2.6241			3.9851	
	3	99	0.3069	4.5717	0.0443	3.4072	1.5648	9.8950	
	4	40			4.3635	0.4205	0.0000	4.7839	
	5	2				54.3776	1.9314	56.3090	
	Sum							75.2743	
Resten	1	85	0.0495	0.7889				0.8383	
	2	116	2.4127	0.0013	4.6366			7.0505	
	3	222	0.1404	2.0353	0.0194	1.5205	0.6882	4.4038	
	4	281			0.6229	0.0607	0.0000	0.6836	
	5	319				0.3461	0.0123	0.3584	
	Sum							13.3346	
Pearson Q								<b>88.6088</b>	
Crit Val.	1% sign						(10 d.f.)	23.209	

Tabell T4: LR-test: OECD og sørøst-Asia

IG: t								
Delsett	IG: t-1	Obs	1	2	3	4	5	Sum
OECD og S.As	1	36	-2.7507	4.2811				1.5304
	2	37	-1.0401	-1.7583	4.1663			1.3680
	3	36		-1.2292	-1.0284	4.1051		1.8475
	4	119			-2.2662	4.6945	4.9187	7.3470
	5	256					8.9349	8.9349
	Sum							21.0277
Resten	1	286	2.8753	-2.6000				0.2753
	2	284	1.2102	1.8251	-2.8051			0.2302
	3	285	0.1214	1.7585	1.0283	-2.7721	0.1214	0.2575
	4	202			10.6055	-4.4641	-3.4828	2.6585
	5	65				17.5553	-8.1251	9.4302
	Sum							12.8516
LR-value								<b>67.7588</b>
Crit Val.	1% sign						10 d.f.	23.209

Tabell T6: LR-test: Afrika

t								
Delsett	t-1	Obs	1	2	3	4	5	Sum
Afrika	1	237	1.9996	-1.8430				0.1566
	2	205	6.8893	0.3489	-5.0672			2.1710
	3	99		8.7204	-1.8586	-3.0626	1.1811	4.9803
	4	40			5.3924	-3.5495	0.0080	1.8509
	5	2				6.7452		6.7452
	Sum							15.9040
Resten	1	85	-1.9642	2.3383				0.3742
	2	116	-4.8640	-0.3358	8.5133			3.3135
	3	222	0.3727	-5.6757	1.8745	6.0252		2.5967
	4	281			-3.4360	3.8235	-0.0281	0.3594
	5	319				-1.7624	1.9520	0.1896
	Sum							6.8334
LR								<b>45.4747</b>
Crit Val.	1% sign.level						10 d.f.	23.209

Tabell T7: Markovkjede: (Kremer et al. (2001), tabell 3)

Øvre grense					
(Number)	0.25	0.5	1	2	$\infty$
178	0.942	0.058			
201	0.145	0.757	0.098		
194		0.094	0.792	0.114	
108			0.097	0.823	0.08
148				0.007	0.993
<b>Ergodic</b>	<b>0.12</b>	<b>0.05</b>	<b>0.05</b>	<b>0.06</b>	<b>0.72</b>



### A.3 Landoversikt (146 observasjoner, 212 land)

Vest-Europa (17 observasjoner, 30 land):

Austria\*<sup>18</sup>, Belgium\*, Denmark\*, Finland\*, France\*, Germany\*, Italy\*, Netherlands\*, Norway\*, Sweden\*, Switzerland\*, United Kingdom\*, Ireland\*, Greece\*, Portugal\*, Spain\*, Malta, Luxembourg, Iceland.

Øst-Europa (8 observasjoner, 28 land):

Albania\*, Bulgaria\*, 'Czechoslovakia\*' (Dvs. Czech Republic, Slovakia), Hungary\*, Poland\*, Romania\*,

'Yugoslavia' (Dvs. Bosnia, Croatia, Macedonia, Slovenia, Serbia/Montenegro/Kosovo)

'Former USSR (15 countries)' (Dvs: Armenia, Azerbaijan, Belarus, Estonia, Georgia, Kazakhstan, Kyrgyzstan, Latvia, Lithuania, Moldova, Russian Federation, Tajikistan, Turkmenistan, Ukraine, Uzbekistan)

Afrika (53 observasjoner, 56 land):

Algeria\*, Angola, Benin\*, Botswana\*, Burkina Faso, Burundi\*, Cameroon\*, Cape Verde, Central African Republic\*, Chad, Comoro Islands, Congo 'Brazzaville\*', Côte d'Ivoire\*, Djibouti, Egypt\*, Equatorial Guinea, 'Eritrea and Ethiopia', Gabon\*, Gambia\*, Ghana\*, Guinea, Guinea Bissau, Kenya\*, Lesotho\*, Liberia\*, Libya, Madagascar, Malawi\*, Mali\*, Mauritania\*, Mauritius, Morocco\*, Mozambique, Namibia\*, Niger\*, Nigeria, Rwanda\*, São Tomé and Príncipe, Senegal\*, Seychelles, Sierra Leone\*, Somalia, South Africa\*, Sudan, Swaziland\*, Tanzania\*, Togo\*, Tunisia\*, Uganda\*, Zaire (Congo Kinshasa), Zambia\*, Zimbabwe\*,

'Total 3 Small African countries' (dvs. Mayotte, Saint Helena, Western Sahara) 'Vestlige utskudd' (4 observasjoner, 4 land):

Australia\*, New Zealand\*, Canada\*, United States\*

Sør-Amerika (24 observasjoner, 44 land):

Argentina\*, Brazil\*, Chile\*, Colombia\*, Mexico\*, Peru\*, Uruguay\*, Venezuela\*, Bolivia\*, Costa Rica\*, Cuba, Dominican Republic\*, Ecuador\*, El Salvador\*, Guatemala\*, Haïti\*, Honduras\*, Jamaica\*, Nicaragua\*, Panama, Paraguay\*, Puerto Rico, Trinidad and Tobago\*,

'Total 21 small Caribbean countries' (Dvs: Anguilla, Antigua & Barbuda, Aruba, Bahamas, Barbados, Belize, Bermuda, British Virgin Islands, Cayman Islands, Dominica, Grenada, Guyana, Montserrat, Neth. Antilles, St. Kitts Nevis, St. Pierre and Miquelon, St. Vincent (and the Grenadines), St. Lucia, Suriname, Turks and Caicos Islands, Virgin Islands)

---

<sup>18</sup> \* indikerer at landet er benyttet i betingede barroregresjonen

Asia (38 observasjoner, 61 land):

China\*, India\*, Indonesia(including Timor until 1999)\*, Japan\*, Philippines\*, South Korea\*, Thailand\*, Taiwan, Bangladesh\*, Burma, Hong Kong, Malaysia\*, Nepal, Pakistan\*, Singapore\*, Sri Lanka\*, Afghanistan\*, Cambodia\*, Laos, Mongolia\*, North Korea, Vietnam\*, Bahrain, Iran\*, Iraq\*, Israel\*, Jordan\*, Kuwait, Lebanon, Oman, Qatar\*, Saudi Arabia, Syria\*, Turkey\*, United Arab Emirates, Yemen\*, West Bank and Gaza,

'Total 24 Small East Asian countries:' (*Dvs. Bhutan, Brunei, Cook Islands, East Timor(incl. in Indonesia until 1999), Macao, Maldives, Fiji, Papua New Guinea, American Samoa, French Polynesia, Guam, Kiribati, Marshall Islands, Micronesia, Nauru, New Caledonia, Northern Mariana Islands, Palau, Samoa, Solomon Islands, Tonga, Tuvalu, Vanuatu, Wallis and Fortuna*).