

Autokrati vs. Demokrati:

*En komparativ analyse av politiske institusjoners effekt på
økonomisk vekst.*

Eirik Wulfsberg Fallingen
Institutt for samfunnsøkonomi
NTNU

3. juni. 2016

Abstrakt

Etter bølgen med demokrati som kom i kjølvannet av Sovjetunionens fall i 1991 har det siste tiåret vært preget av en tilbakegang i prosentandelen av land som kan betraktes som frie (Brandt et al., 2019, s. 3). Blant annet i Tyrkia, Russland, Polen og Ungarn har vi sett at demokratiet stadig beveger seg i en stadig mer autoritær retning, og det snakkes om en bølge av høyrepopulisme i Vesten. Med analogi til Tyskland på 30-tallet ser vi at økonomisk uro gir grobunn for polarisering i politikken og ekstremisme. I demokratier må økonomisk politikk godkjennes av velgerne som ikke sitter på perfekt informasjon om hva som er gunstig på lang sikt, og planhorisonten kan derfor være begrenset. Demokratiet kan dermed utnyttes av personer som i nedgangstider høster stor popularitet da de peker på enkle svar, som eksempelvis at innvandring er årsaken til nedgangstidene. Videre ser vi også tendenser til at disse individene etter valgseieren søker å innskrenke demokratiet under dekke av raskere implementering av tiltak som skal «redde» nasjonen. Man kan allikevel også argumentere for at en autoritær styreform vil tillate lengre planleggingshorisont og med en raskere implementering av tiltak, noe som kan vise seg effektivt på både kort og lang sikt. Men vil slike systeme fostre institusjoner som ivaretar borgerne og gir økonomisk stabilitet, slik som vi for eksempel har sett i Kina? Vi må også stille spørsmål om denne type vekst skyldes autokrati eller ikke, og om det kan være andre drivere som kanskje forklarer veksten bedre?

Nøkkelord: Autokrati, Demokrati, Politiske Institusjoner, Utviklingsøkonomi, Økonomisk vekst

Abstract

Following the wave of democracy that came in the wake of the fall of the Soviet Union in 1991, the last decade has been marked by a decline in the percentage of countries that can be considered free (Brandt et al., 2019, p. 3). For example, in Turkey, Russia, Poland and Hungary, we have seen that democracy is constantly moving in an increasingly authoritarian, and there is talk of a wave of right-wing populism in the West. By analogy to Germany in the 30s, we see that economic turmoil provides a breeding ground for polarization in politics and extremism. In democracies, economic policy must be approved by voters who do not sit on perfect information about what is favorable in the long term, and the planning horizon can therefore be limited. Democracy can thus be exploited by people whom, in times of recession, reap great popularity as they point to simple answers, such as blaming the recession on immigration. Furthermore, we also see tendencies that these individuals, following the election victory, seek to curb democracy, under the guise of faster implementation of measures to "save" the nation. However, one can also argue that an authoritarian form of government may allow for longer planning horizons and with a faster policy implementation, which can prove effective in both the short and long term. But will such a system give rise to institutions that safeguard their citizens and provide society with economic stability as we for example have seen in China? We must also ask whether this type of growth is due to the autocratic system or not, and whether there may be other causal effects that might explain this growth better?

Keywords: Autocracy, Democracy, Political Institutions, Development Economics, Economic Growth

Førord

Denne teksten er skrevet som avsluttende masteroppgave ved Institutt for samfunnsøkonomi ved NTNU og fullfører min mastergrad i samfunnsøkonomi. Alle synspunkt der de fremkommer, og der annen kilde ikke er oppgitt, representerer forfatterens egne. Jeg vil rette stor takk til veileder Ragnar Torvik for gode og konstruktive tilbakemeldinger underveis i arbeidet med denne oppgaven. Videre vil jeg og takke min kone Line Kristine Ljungren Fallingen og hennes mor Bente Ljungren, som igjennom familiebedriften Ljungren Regnskap AS, har vært så vennlige å la meg fritt disponere eget kontor med alle fasiliteter, samt spandert lunsj og kaffe. Dette har bidratt til å gi meg de beste forutsetninger for å virkelig kunne fordype meg i arbeidet.

Takk.

Ruglandbakken 10, 1358 Jar.

E-mail: eirfal@gmail.com,

Telephone: +47 99543989

Deler av de data som er benyttet her er hentet fra «Nations, Development, and Democracy, 1800-2005 (ICPSR 20440)». Undersøkelsen er gjennomført av Barbara Wejnert. Data er tilrettelagt og stilt til disposisjon i anonymisert form av ICPSR og NSD – Norsk senter for forskningsdata AS. Verken Barbara Wejnert, ICPSR eller NSD er ansvarlig for analysen av dataene eller de tolkninger som er gjort her.

INNHOOLD

1	INTRODUKSJON	1
1.1	BAKGRUNN	1
1.2	MOTIVASJON.....	1
2	TIDLIGERE VEKSTLITTERATUR	3
2.1	ØKONOMISK OG POLITISK FRIHET	3
2.1.1	<i>Kontroverser rundt emnet og svakheter ved eksisterende litteratur</i>	<i>3</i>
2.2	DEMOKRATI OG ØKONOMISK VEKST.....	4
2.2.1	<i>Hayek-Friedman-hypotesen</i>	<i>5</i>
2.3	AUTOKRATI OG ØKONOMISK VEKST	8
2.4	AUTOKRATISK VEKSTVARIANS OG STATSLEDERE	9
2.4.1	<i>Vekstvariasjon.....</i>	<i>10</i>
2.4.2	<i>Hovedforklaringer og stiliserte fakta</i>	<i>10</i>
3	ØKONOMISK VEKST OG ENDOGENITET	13
3.1	STEMMER DATA MED VIRKELIGHETENS SITUASJON?	13
3.2	KAUSALITETSUTFORDRINGEN	13
3.3	BEFOLKNINGSVEKST OG ØKONOMISKE PRESTASJONER	14
3.4	SOLOWS VEKSTMODELL	16
3.4.1	<i>Modellen</i>	<i>17</i>
3.4.2	<i>Løsning uten vekst i total faktorproduktivitet.....</i>	<i>18</i>
3.4.3	<i>Vekst i total faktorproduktivitet.....</i>	<i>23</i>
3.4.4	<i>Løsning med vekst i total faktorproduktivitet</i>	<i>24</i>
3.4.5	<i>Modellens implikasjon for endogenitet.....</i>	<i>25</i>
4	OPPLEGG FOR ØKONOMETRISK ANALYSE	27
4.1	DATA OG DESKRIPTIV STATISTIKK.....	27
4.2	UTGANGSPUNKT	33
4.3	VEKTING AV OBSERVASJONER PÅ BEFOLKNING	35
4.4	DEFINERING AV DEMOKRATISKE OG AUTOKRATISKE LAND.....	39
4.5	ØKONOMETRISK GRUNNMODELL OG ANALYSEPERIODE.....	40
4.5.1	<i>Optimalt tidsrom for analysen</i>	<i>45</i>
4.6	SANNSYNLIGHET FOR DEMOKRATI	46
4.7	INKLUDERING AV KONTROLLVARIABLER	52
4.7.1	<i>Valg av kontrollvariabler.....</i>	<i>52</i>

Autokrati vs. Demokrati

4.8	ESTIMERING AV REELL PRODUKTIVITET PER CAPITA PÅ DEMOKRATI.....	56
4.8.1	<i>Tolkning av produktivets-estimeringene</i>	62
4.8.2	<i>IV-estimering</i>	64
5	OPPSUMMERING OG KONKLUSJON	65
5.1	KONKLUSJON	67
6	REFERANSER	68
7	APPENDIKS	71
7.1	MÅLING AV REELT BNP	71
7.2	MÅLING AV REELL PRODUKSJON	76

1 INTRODUKSJON

Many forms of Government have been tried, and will be tried in this world of sin and woe. No one pretends that democracy is perfect or all-wise. Indeed, it has been said that democracy is the worst form of Government except for all those other forms that have been tried from time to time... (Churchill, 1947)

1.1 BAKGRUNN

I dagens globaliserte verden kan nye ideer og innovasjoner kommuniseres til alle verdenshjørner på ett øyeblikk. Det som skiller hvordan vi oppfatter den informasjonen vi har tilgjengelig bærer ut i hvilke kulturelle normer, historiske erfaringer og politiske system som er gjeldende for vårt samfunn. Vår kollektive bevissthet avgjør dermed hvilke politiske institusjoner vi godtar, og hvilke vi avviser. Skal vi kunne si noe om hvordan våre politiske institusjoner påvirker vår fremtidige utvikling, må vi sørge for at vi kontrollerer for alle de idiosynkratiske kulturelle faktorene som skiller ett samfunn fra ett annet. De særtrekkene som eksisterer i ett samfunn vil trolig også være en betydelig faktor for hvorfor noen land gjør det bedre enn andre. Noen land har også fellesnevner som vi vet er korrelert med økonomisk vekst, og hvis disse også korrelerer med politiske institusjoner må vi forsøke å finne ut hvorfor denne korrelasjonen er tilstedeværende, slik at vi unngår spuriøse sammenhenger og påfølgende feilaktig konklusjoner.

1.2 MOTIVASJON

La oss tenke oss at vi har muligheten til å observere to identiske land i to identiske univers. Inntil nå har univers A og B hatt en helt lik parallell utvikling, men akkurat nå skjer det noe i univers B som avviker fra univers A. Vi kan observere at ett av landene i univers B nettopp har besluttet å innskrenke demokratiet for å effektivisere implementeringen og utvide planhorisonten av sin økonomiske politikk. Det samme landet i univers A søker også å implementere de samme økonomiske tiltakene, men de har beholdt sin demokratiske styreform. Vi reiser nå 50 år frem i tid og observerer hvilke forskjeller som nå eksisterer mellom disse to tidligere identiske landene. Hvilket av disse to har nå hatt den sterkeste økonomiske veksten? Dette er selvfølgelig et rent tankeeksperiment, men tankeeksperimentet kan allikevel gi oss gode måter å konkretisere vår økonomiske intuisjon på ved å illustrere det vi egentlig

Autokrati vs. Demokrati

søker å finne ut av, samt utfordringene vi står ovenfor når vi skal finne kausalitet i samfunnsvitenskapelig forskning.

I tankeeksperimentet har begge landene identiske idiosynkratiske elementer, og vi kunne da ha observert den rene effekten av å innføre autokrati, og sammenlignet dette med den effekten demokratiet har på landets økonomiske vekst. Men en observasjon er sjeldent gjeldene for alle. Det kan tenkes at denne ene observasjonen gjorde det svært godt under autokrati da lederne var heldige med valgte tiltak og ikke beriket seg på bekostning av befolkningen. Vi kan utvide vårt tankeeksperiment og lar nå halvparten av alle landene på jorden i univers B endre til en autokratisk styreform. Vi hopper igjen 50 år frem og ser på den gjennomsnittlige økonomiske veksten i de demokratiske landene i univers A og sammenligner med de med sine autokratiske tvillinger i univers B. Det er lett å se for seg at vi med denne nye definisjonen har en sterkere indikator for å kunne si noe om effekten av autokrati på økonomisk vekst. Gitt loven om store tall vil vi nå med ett større utvalg ha en økt sannsynlighet for at de største avvikende observasjonene nå kanseller hverandre, noe som vil gi oss ett tydeligere bilde av hva som foregår.

Da vi i virkeligheten som regel aldri har mulighet til å gjøre slike 100 prosent rene kontrollerte eksperimenter, må vi i stedet finne gode approksimeringer for å kunne si noe om kausaliteten av politiske institusjoner på økonomisk vekst. Økonometrisk analyse gir oss mulighet til å si noe konkret om hvilke faktorer som påvirker våre valg og dermed vår samfunnsmessige utvikling innenfor en ramme av sannsynlighet, men utfordringen vi står ovenfor forblir den samme. Nemlig å finne de rene effektene av autokrati på økonomisk vekst. Allikevel, som en digresjon, vil jeg påpeke at universets entoptiske egenskaper alltid vil gjøre det vanskelig å si noe for sikkert når vi snakker om den opprinnelige årsaken til at en hendelse forekommer. Det vil alltid vil være en tidligere hendelse som utløser den neste, og hvor selv små variasjoner i hendelsesforløpet kan på sikt, eller med ett tilstrekkelig antall iterasjoner, gir store konsekvenser som avviker fra predikert verdi, slik at man selv med så godt som identiske initialbetingelser kan ende opp med to vidt forskjellige resultat, en effekt som blir ofte beskrevet som «sommerfugle-effekten». Videre er det er også slik at når vi ønsker å se effekten av noe som er såpas dominerende for hvilke valg vi tar, og dermed også hvilket samfunn man lever i, som de politiske institusjonene faktisk er, så vil det være nærmest ett uendelig antall interaksjoner mellom observerte og uobserverte variabler som ender opp med å gi oss dagens situasjon. Hvis man hypotetisk sett kunne observert alle mulige effekter av disse interaksjonene, vil man trolig kunne finne en kausal effekt i en form eller en annen på nesten samtlige variabler, og hvis alle disse var kjent ville man i teorien også kunne spådd fremtiden i det uendelige.

2 TIDLIGERE VEKSTLITTERATUR

Det er vanskelig å argumentere for at nasjoners historiske og nåværende styreform ikke har, eller har hatt, en drastisk påvirkning på lands historiske og fremtidige utvikling. Derfor har det også i lang tid vært diskusjon rundt nettopp denne sammenhengen mellom politiske institusjoner og vekst.

2.1 ØKONOMISK OG POLITISK FRIHET

Allerede i 1944 skrev den kjente østeriske økonomen Friedrich A. Hayek i sin bok «The Road to Serfdom» at tilgangen på institusjoner som tar vare på og tillater fri eiendomsrett må være en forutsetning for demokrati som politisk institusjon:

If “capitalism” means here a competitive system based on free disposal over private property, it is far more important to realize that only within this system is democracy possible. When it becomes dominated by a collectivist creed, democracy will inevitably destroy itself.
(Hayek, 1944, s. 73)

Hayeks tanker om sammenhengen mellom politisk og økonomisk frihet blir i 1962 videreført av Chicago-økonomen Milton Friedman, som i sin bok «Capitalism and Freedom» skrev følgende (Lawson & Clark, 2010):

Historical evidence speaks with a single voice on the relation between political freedom and a free market. I know of no example in time or place of a society that has been marked by a large measure of political freedom, and that has not also used something comparable to a free market to organize the bulk of economic activity. (Friedman, 1962, s. 9)

2.1.1 KONTROVERSER RUNDT EMNET OG SVAKHETER VED EKSISTERENDE LITTERATUR

Forholdet mellom politisk og økonomisk frihet er allikevel kontroversiell. Przeworski og Limongi (1993) påpeker at det er svakheter i de teoretiske sammenhengene mellom demokrati og dets påvirkning på økonomisk vekst, og at de empiriske bevisene her er

inkonsistente. Dette undersøkes også videre av blant andre Barro (1996), Tavares og Wacziarg (2001), Lawson og Clark (2010) og Easterly (2011).

Barro (1996) referer til Friedmans argumenter for at politisk og økonomisk frihet trolig er gjensidig forsterkende faktorer, og skriver at en utvidelse av borgerrettigheter med mer demokrati kan bidra til økt økonomisk frihet og dermed også økonomisk vekst. Autoritære regimer derimot, kan i teorien delvis unngå disse ulempene ved demokratiet, og i prinsippet er det ikke noe som forhindrer udemokratiske regjeringer fra å ivareta økonomisk frihet og privat eiendomsrett. Eksempler på dette kan sees i Chile under Pinochet-regimet, Peru ved Fujimori-administrasjonen, samt i flere tidligere og eksisterende regimer i Øst-Asia. Effekten autokratiet har på vekst er allikevel uønsket hvis autokraten bruker sin makt for å tilrøve seg nasjonens velstand og gjennomfører uproduktive investeringer. Dermed kan det antydes at diktatorer kommer i to varianter: En hvor personlige mål kommer i konflikt med promoteringen av vekst og velstand for nasjonen, og en annen hvor interessen ligger i økonomisk utvikling. Barro (1996) understreker at det ikke eksisterer teori som determinerer hvilke type diktatur som vil bli rådene (Barro, 1996, s. 1-2).

2.2 DEMOKRATI OG ØKONOMISK VEKST

Barro (1996) benytter i sin analyse paneldata for rundt 100 land fra 1960 til 1990, og estimeringen har vekstrate per innbygger som avhengig variabel. Det benyttes en IV/2SLS-tilnærming, med instrumentvariable som 5-årig lagget logaritme til BNP. Forfatteren påpeker at denne tilnærmingen kan være tilfredsstillende ettersom residualene fra vekstrate-funksjonene for de forskjellige periodene innehar lav korrelasjon. Uansett vil regresjonen da beskrive forholdet mellom vekstraten og de tidligere verdier av forklaringsvariablene.¹

Det observeres en tydelig positiv effekt av at staten overholder institusjoner forbundet med politisk frihet.² Allikevel bemerkes det at når slike variabler sammen med initialverdien av reelt BNP per innbygger holdes konstant, virker det som at den overordnede effekten av demokrati på vekst er svakt negativ. Analysen gir også indikasjon på at denne effekten er ikke-

¹ Regresjonen inkluderer forklaringsvariable som kan tolkes som initialverdi av nasjonsvariablene eller som valg- og omgivelsesvariabler. Nasjonsvariablene inkluderer mål på humankapital i form av utdanning, samt mål på helse og initialverdi av BNP. Dette BNP-nivået reflekterer landenes utgangspunkt med hensyn til fysisk kapital og naturressurser, noe som også er avhengig av innsatsnivået og de uobserverte teknologiske nivåene. Valg- og omgivelsesvariablene er: Fødselsrate, offentlige utgifter på investering og utdanning, svartebørs-premien på utenlandskvaluta (fungerer som en indeks for opprettholdelsen av lover og regler), investeringsraten av nettoinvesteringer som andel av BNP og til slutt endringer i forhold til handel. Senere inkluderes også en indeks på demokrati (Barro, 1996, s. 4)

² Som et rettferdig rettsvesen, frie markeder, lavt offentlig konsum og satsing på humankapital.

lineær, og at mer demokrati promoterer vekst i land med lavere grad av politisk frihet. Denne effekten snur når landet allerede har opparbeidet seg et moderat nivå av politisk frihet, og det blir da observert en dempende effekt av mer demokrati (Barro, 1996, s. 23).

Torvik (2018) påpeker allikevel svakheter ved analysen til Barro (1996):

There are, however, several issues with the analysis of Barro (1996), in addition to the analysis having the well-known challenges of standard cross-country regressions. One could argue that democracy stimulates growth exactly by promoting education, rule of law, and investment. Thus, it is not obvious that controlling for these when investigating the effects of democracy is the best way to proceed. (Torvik, 2018, s. 6)

Argumentet undersøkes av Tavares og Wacziarg (2001), som gjør tilsvarende funn som Barro (1996). De finner at alt i alt så er effekten av demokrati på vekst negativ, men moderat. De ser også på hva som er driverne bak dette resultatet og finner robuste bevis for at demokratiet bidrar til en økning i akkumuleringen av humankapital og gir en reduksjon i investeringsraten på fysisk kapital. De avdekker i tillegg mindre robuste argumenter for at demokratiet også påvirker veksten positivt ved å bidra til lavere inntektsforskjeller, men også at mer demokrati svekker vekst gjennom økt offentlig konsum. De finner videre ingen sterke bevis for at demokratiet påvirker vekst igjennom myndighetsskapte markedsforstyrrelser, politisk ustabilitet, åpenhet for handel eller makroøkonomisk ustabilitet. (Tavares & Wacziarg, 2001, s. 1372)

Tavares og Wacziarg (2001) tolker disse resultatene dit hen at de demokratiske institusjonene responderer på etterspørselen fra lav-inntektsandelen i befolkningen. Dette skjer igjennom en økt tilgang på utdanning og en svekkelse av inntektsforskjeller, effekter som kommer på bekostning av akkumulering av fysisk kapital. Oppsummert er det denne sistnevnte effekten som dominerer og som dermed gir negativ effekt på vekst. Det understrekes allikevel at det økte nivået på humankapital og tilstedeværelsen av et egalitært samfunn også må sees på som en verdi i seg selv. Det resulterende synspunkt blir da at demokratiske institusjoner impliserer en byttehandel mellom målbare økonomiske kostnader og de effektene vi får av velferdsinstitusjoner som er vanskeligere å evaluere.

2.2.1 HAYEK-FRIEDMAN-HYPOTESEN

At frie politiske institusjoner bidrar til vekst nettopp igjennom promoteringen av slike institusjoner er et argument som finner støtte i de tidligere nevnte uttalelser fra både Hayek

og Friedman. Nemlig at økonomisk frihet som korrelerer med økonomisk vekst, trolig er en forutsetning for politisk frihet. Lawson og Clark (2010) følger opp dette og gjennomfører en empirisk undersøkelse av det som har blitt kjent som Hayek-Friedman-hypotesen. Denne sier at politisk frihet kun vil forekomme i land som innehar økonomisk frihet, men også at ett land med økonomisk frihet ikke nødvendigvis vil være ett politisk fritt samfunn.

De benytter seg av data på økonomisk og politisk frihet kompilert fra data fra EFW-indeksen og FH-indeksen.³ Datasettet inkluderer observasjoner for 123 land og strekker seg tilbake til 1970. For å finne land som bryter med hypotesen og innehar de to egenskapene høy grad av politisk frihet med liten grad av økonomisk frihet, må de først definere en grenseverdi for begge parametrene. De definerer derfor at ett land har høy grad av politisk frihet hvis det befinner seg ett standardavvik over gjennomsnittet på FH-indeksen, mens et halvt standardavvik over gjennomsnittet på EFW-indeksen vil definere hvilke land som ivaretar frie markeder.

Med disse definisjonene finner Lawson og Clark (2010) totalt 33 land som dermed bryter med hypotesen, og de finner at disse landene over tid har brutt med hypotesen ved totalt 76 forskjellige anledninger. Selv om dette er mindre enn 10 prosent av utvalget gir dette allikevel tydelige eksempler på at land kan ha politiske og økonomiske institusjoner som bryter med Hayek-Friedman-hypotesen, men det blir også videre bemerket at svært få av disse landene befinner seg i en slik situasjon over tid. Det var for eksempel 12 land som brøt med hypotesen i 1980. Dette var hovedsakelig høyinntekstland som befant seg i avslutningsfasen av sine mest sosialistiske perioder.⁴ Av disse er det kun Barbados som fortsetter å inneha høy politisk frihet med begrenset økonomisk frihet, men også Venezuela skiller seg ut. De har nemlig hatt ett skifte i motsatt retning mot mindre politisk frihet, slik at den lave graden av økonomisk frihet nå ikke lenger bryter med hypotesen. I 1990 ble antall land som brøt med hypotesen redusert til 10 land, og av disse 10 var det også her kun Barbados som sto igjen ved år 2005.

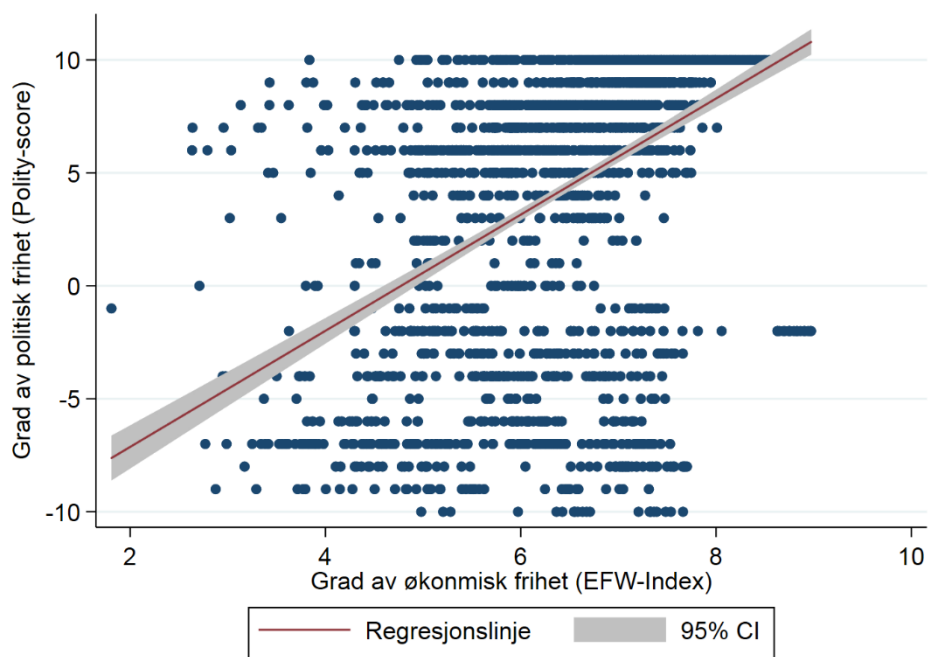
³ Economic Freedom of The World (EFW) er en indeks utarbeidet av Gwartney og Lawson (2007) og gir data for lands økonomiske frihet i 5-års intervaller på en skala fra 0-10, hvor 10 indikerer høy økonomisk frihet. Indeksen inkluderer data for årene 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000-2005, mens Freedom House (FH) har produsert indekser over politiske rettigheter og borgerrettigheter siden 1972 og måler nivå på politisk frihet på en skala fra 1-7, hvor lavere verdier indikerer mer frihet. (Lawson & Clark, 2010, s. 232-233).

⁴ Prosentandelen av land som brøt med hypotesen for hvert ti-år ble i studien til Lawson og Clark (2010) observert til: 9,4% (1970), 20% (1975) 11,9% (1980), 11% (1985), 8,8% (1990), 8,9% (1995), 7,3% (2000) og 2,4% (2005). For 1980 var disse landene: Bahamas, Costa Rica, Danmark, Frankrike, Hellas, Island, Italia, Norge, Sverige, Storbritannia og Venezuela. (Lawson & Clark, 2010, s. 232-233)

Lawson og Clark (2010) finner dermed empirisk evidens som trekker i retning av at land som forsøker å kombinere høy grad av politisk frihet med liten grad av økonomisk handlefrihet over tid beveger seg i retning av friere markeder. Dette gir hold til påstanden om at økonomisk handlefrihet trolig er én av muligens flere forutsetninger for at land skal ha frie politiske institusjoner, men det viser seg også at kombinasjonen av høy politisk frihet med lav økonomisk frihet ikke er en umulighet. Lawson og Clark (2010) påpeker at en slik kombinasjon trolig er en ustabil likevekt, da nesten alle landene som brøt med Hayek-Friedman-Hypotesen over tid har beveget seg mot friere marked, og ikke mot politisk totalitarisme.

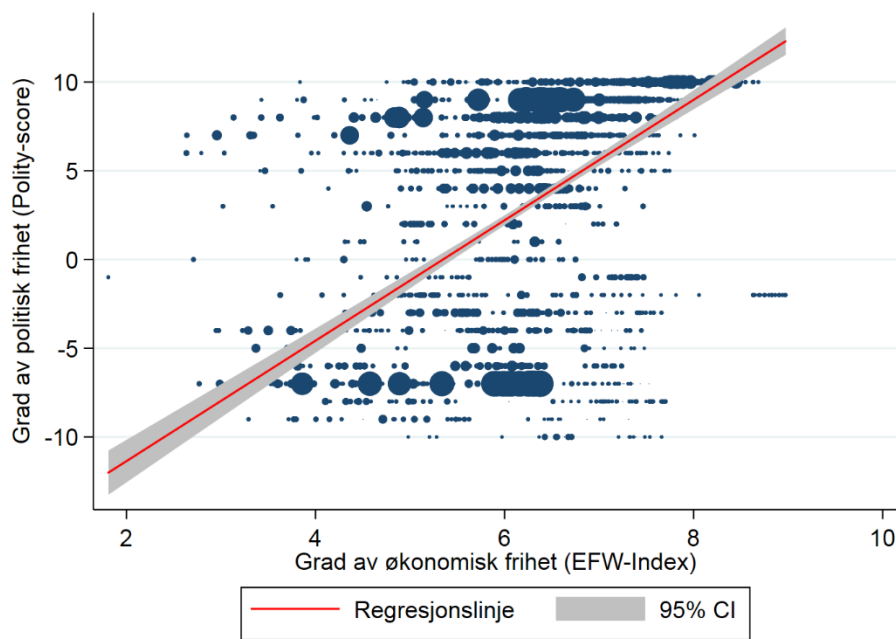
For å selv se litt nærmere på denne sammenhengen med har jeg benytter jeg meg av Polity IV -datasettet, som kombinert med økonomiske data fra PWT og økonomisk frihet fra Fraiser-instituttets Economic Freedom of the World (EFW)⁵, gir meg mulighet til å sette sammen ett toveis plott av politisk frihet på økonomisk frihet. Som vi kan se i figur 2.1 og 2.2, har vi også her en indikasjon på at det i hvert fall er en positiv korrelasjon mellom de to.

Figur 2.1 Politisk og økonomisk frihet



⁵ EFW blir publisert og utarbeidet av Fraiser instituttet. De har siden 1970 rangert økonomisk. De har siden 1970 rangert økonomisk frihet på en skala fra 0 til 10, hvor 10 er høyeste grad av økonomisk frihet. Det er årlig data fra 2000 til 2016, og for hvert 5. år tilbake til 1970. Data er tilgjengelig for 123 land og for hvert år fra 2000 til 2016, og for omtrentlig 100 land tilbake til 1980. (Kilde: Economic Freedom of the World 2018 Annual Report s.3)

Figur 2.2: Politisk og økonomisk frihet (vektet på befolkning)



2.3 AUTOKRATI OG ØKONOMISK VEKST

Tar vi allikevel utgangspunkt i at studiene over kan snus på hodet, og at mindre demokrati tilsier mer autokrati, vil deres konklusjoner, der det blir funnet en negativ effekt av demokrati på vekst, implisere at det komparativt vil være en positiv effekt på økonomisk vekst av mindre politisk frihet og dermed mer autokrati og vice versa.

Carden og James (2013, s. 47) ønsker å determinere effekten av hvordan årene under et autokratisk regime og årene etter at autokratiet ble avskaffet har påvirket nasjoners økonomiske vekst. De ser i sin studie på perioden mellom 1920 og 2000, da denne perioden korresponderer med framveksten og tilbakegangen av Sovjetunionen, som ble etablert i 1922 og oppløst i 1991. Dette granskes ved å se på samvariasjonen mellom grad av politisk frihet og økonomiske prestasjoner i form av relativ økonomisk vekst og endring i BNP per innbygger. Carden og James (2013, s. 48) benytter seg av ett Polity IV datasett som angir grad av politisk frihet på en 21-punkts skala fra -10 (autokratisk) til +10 (demokratisk) og de definerer alle land med polity-score fra minus 10 til 0 som autokratiske. Selv om det her finnes åpenbare enkelttilfeller som tyder på det motsatte (i.e. De Forente Arabiske Emirater, Kina og Singapore), noe som også påpekes av Easterly (2011), finner Carden og James (2013) at desto lengre periode en region tilbringer under et autokratisk regime, desto større blir sannsynligheten for at dette vil redusere landets økonomiske fremgang. De finner her signifikante forskjeller selv etter at de har kontrollert for andre faktorer som påvirker veksten som grad av institusjoner, geografi og kulturelle faktorer. Videre finner de også at antall år en nasjon forblir utenfor et autokratisk styre er positivt korrelert med økonomisk vekst og inntekt,

og at denne effekten har mulighet til å reversere de tidligere negative effektene av periodene under autokrati (Carden & James, 2013, s. 58).

2.4 AUTOKRATISK VEKSTVARIANS OG STATSLEDERE

Hvordan en nasjons ledelse påvirker økonomisk vekst undersøkes av Jones og Olken (2005) og Easterly (2011). Jones og Olken (2005) påpeker at det i den omfattende litteraturen om økonomisk vekst, så har økonomer gitt lite oppmerksomhet til effekten statsledere har på vekst. Easterly (2011) følger opp dette ved å se på og ettergå mye av litteraturen om autokratiske ledere, og undersøker hvorfor oppfatningen om at ett velfungerende autokrati er mer effektivt enn ett velfungerende demokrati er så fremtredende.

Selv om ideen om ledelse som en kausal kraft i nasjoners utvikling er like gammel, om ikke eldre enn andre ideer, er det de deterministiske nasjonskarakteristika og relativt persistente politikkvariablene som har vært i fokus for det meste av det økonometriske arbeidet. For å undersøke effekten ledere har på vekst kan man se på hvorvidt et skifte av statsleder er systematisk forbundet med endring i vekst. Utfordringen er her at endringer i ledelse ofte ikke er tilfeldige, og at de i stedet faktisk kan bli drevet av de underliggende økonomiske betingelser (Jones & Olken, 2005, s. 835).

For å løse dette problemet benytter Jones og Olken (2005, s. 836) seg av tilfeller der endringen av statsleder forekommer som følge av en statsleders plutselige død, enten som følge naturlige årsaker eller ulykke, som kilde til eksogen variasjon i ledelse. Med utgangspunkt i dette ser de på om disse eksogene ledelsesendringene samsvarer med skift i nasjonal vekst. De benytter seg av egeninnhentet data om ledere, hvor de har identifisert alle statsledere på verdensbasis i perioden 1945 til 2000 der også vekstdata var tilgjengelig hos Penn World Tables. For hver leder, har de også identifisert omstendighetene rundt hvordan de kom til makten, og hvordan de mistet makten.

Jones og Olken (2005, s. 836-837) benytter seg av de 57 ledelseskiftene som forekom som en følge av enten død fra ulykke eller av andre naturlige årsaker, og finner robuste bevis for at statsledere har en innvirkning på økonomisk vekst, og at denne effekten er stor. Estimaten antyder at ett standardavviks endring i lederkvalitet fører til en vekstendring på 1,5 prosentpoeng per år. Videre undersøkes det hvorvidt lederens påvirkning har en større eller mindre betydning i forskjellige settinger, og det antas at graden av lederens muligheter til å påvirke vekst avhenger av hvor mye makt lederen innehar. De finner her evidens for at når autokratiske ledere dør, så gir dette endring i veksten, men at dette ikke er tilfellet for demokratiske ledere. Dessuten ser det ut til at statsledereffekten også er større i autokratier.

De ser også på hvilken politikk som endres med statslederendringer, og finner at ledere påvirker noe av politikken. Spesifikt finner de betydelig effekt av statsledere på

Autokrati vs. Demokrati

pengepolitikken, mens effekten på finanspolitikken er tvetydig. De finner ingen uvanlige endringer i hverken eksterne konflikter eller borgerkriger som kan assosieres med statsleders død. Resultatene antyder at effekten fra individuelle ledere er sterkest i autokratiske settinger, ettersom lederens makt her innehar færre begrensninger, og at statsledere også vil påvirke utforming av den politikken, og da spesielt den pengepolitikken som blir ført. (Jones & Olken, 2005, s. 835, 837)

2.4.1 VEKSTVARIASJON

Da det forekommer større variasjon i autokratiske nasjoners vekst enn i demokratiske, kan det være lett å konkludere med at autokratiske suksesshistorier enten skyldes ett velfungerende og effektivt autokratisk system, eller en dyktig enkeltstående autokratisk leder. Easterly (2011) undersøker denne tanken, og oppsummerer og ettergår mye av litteraturen på området. Easterly (2011, s. 8) forklarer at formålet med hans studie er å raffinere de stiliserte fakta om autokrati og vekstvarians, for å se hvilke forklaringer i autokrati- og vekstlitteraturen som best passer slike fakta. Han understreker at dette ikke er en grundig test, og at eksempelvis endogenitetsspørsmålet ikke avklares her. Easterly (2011) påpeker derfor at denne undersøkelsen ikke bør overdrive sin egen mulighet til å avkrefte eller bekrefte alternative forklaringer.

2.4.2 HOVEDFORKLARINGER OG STILISERTE FAKTA

Easterly (2011, s. 4) oppsummerer at det i litteraturen gjerne er tre hovedforklaringer for at vekstvariansen under autokrati er større enn i demokratiet. Av disse tre hovedforklaringene er 1. og 2. begge konsistente med ideen om den velmenende autokrat:

- 1) Ledere har ingen påvirkning under demokrati (som uansett produserer moderat vekst) men svært gode og svært dårlige ledere under autokrati produserer veldig høy og veldig lave vekstrater.
- 2) Ledere har heller ingen påvirkning under autokrati, men autokratiske system produserer veldig gode, eller veldig dårlige vekstrater avhengig av deres organisasjon og omstendigheter.
- 3) Demokratiske institusjoner gjør det bedre enn autokratiske ved å bedre redusere den vekstvariansen som ikke kommer fra økonomiske sjokk.

For å skille de konkurrerende oppfatningene går han også igjennom og raffinerer de stiliserte fakta om autokratier (Easterly, 2011, s. 9-10):

Autokrati vs. Demokrati

A) *Autokrati og vekst:*

Easterly (2011) refererer til artikkelsamlingen av Aghion og Durlauf (2005) og skriver at det generelle resultatet i empirisk vekstlitteratur er at det uansett retning, ikke er noen robuste effekter mellom autokrati og vekst. Autokratiet klarer ikke engang å møte en svært lav terskel, og det er nå er enighet om at det har vært mye spesifiserte søks- og publiserings-bias i den eksisterende empiriske vekstlitteraturen. Så mye at 145 forskjellige variabler har blitt observert å være signifikante på forskjellige tidspunkt (Aghion & Durlauf, 2005)

B) *Autokrati og vekstvarians:*

Easterly (2011) peker også på at ett velkjent funn i flere studier er at vekstvariansen er høyere i autokratier enn i demokratier⁶. Varians kan her bety enten tverrsnittsvarians i autokratier sammenlignet med demokratier, eller gjennomsnittlig innenfor-land-varians for autokratier relativt til demokratier.

For å analysere disse stiliserte fakta opp imot de tre hovedforklaringene benyttes, på samme måte som i Carden og James (2013), et Polity IV-datasett som rangerer land på en 21-punkts skala fra fullt autokrati (-10) til fullt demokrati (10). Easterly (2011, s. 11) refererer allikevel til at Benhabib, Corvalan og Spiegel (2011) har påpekt ett problem med polity-datasettene som er spesielt relevant for slike formål. Den øvre grensen på 10 kan betraktes som sensurert, ettersom den inkluderer et stort utvalg av land og tidsperioder. Dermed blir den perfekte scoren 10 ikke en like høy standard for demokrati som man kan tenke seg, og dette devaluerer også enda flere verdier som 7, 8, og 9, da nesten en femtedel av alle observasjonene har 10 som score. Eksempelvis har USA hatt score 10 siden 1871, dette på tross av at det har foregått en enorm endring i denne perioden, blant annet vedrørende de demokratiske borgerrettigheter for afroamerikanere og kvinner. Fra 1809-1844 har USA hatt en score på 9. De har 10 fra 1845-49 så 9 igjen for 1850-1853 og så 8 for 1854-1864. Dette på samme tid som store deler av landet fortsatt var tungt involvert i bruken av afrikanske slaver. Easterly (2011, s. 11) tar derfor utgangspunkt i at det vi vanligvis kaller demokrati dermed befinner seg i den øvre grensen av polity-scoren, og definerer derfor at land med polity-score over 7.5 som cut-off punktet for demokratier.

⁶ Studiene som det refereres til: Acemoglu, Johnson, Robinson og Thaicharoen (2003); Almeida og Ferreira (2002); Mobarak (2005); Quinn og Woolley (2001); Rodrik (2000); Weede (1996); Yang (2008)

Autokrati vs. Demokrati

Han gjennomfører så en rekke tester for å undersøke om det er hold i disse tre hovedforklaringene, når disse granskes opp imot de stiliserte fakta om autokrati og vekst. Han konkluderer med at både den mest ekstreme forklaringen (1), men også den mer vanlige forklaring (2), ikke er konsistente vurdert ut ifra de stiliserte fakta. Forklaring (3) kan allikevel muligens (eller muligens ikke), ha noe hold i seg sett i lys av de stiliserte fakta når vi ser på delvis korrelasjon mellom autokrati og vekstvarians innenfor land. Easterly (2011) mener derfor at det bør utvises forsiktighet ved å for raskt trekke slike slutninger, og at mange her innehar forutinntatte meninger på bakgrunn av enkelthendelser som for eksempel vekstmirakelet i Kina. Forfatteren understreker derfor at poenget er at slike overbevisninger kan eksistere på bakgrunn mange dårlige, så vel som gode grunner, men at vi som økonomer derfor bør beholde vår tradisjonelle skepsis i situasjoner med manglende teoretisk eller empirisk støtte.

3 ØKONOMISK VEKST OG ENDOGENITET

3.1 STEMME DATA MED VIRKELIGHETENS SITUASJON?

Når vi ser på data for lands nasjonalregnskap som strekker seg langt tilbake i tid kan det være tvil rundt hvor nøyaktig disse faktisk er, og det samme kan nok og sies om data fra utviklingsland, hvor man ikke kan være trygg på kvaliteten i statistikken innhentet av myndighetene i slike land. Selv om det kan eksistere målefeil, så vet vi at når vi over tid ønsker å se på store forskjeller mellom land, så vil nok disse BNP-dataene allikevel være korrelert med de faktiske uobserverte målene på levestandard for hvert land. Dette da BNP-data med målefeil korrelerer med de reelle uobserverte verdier på BNP, som igjen korrelerer med indikatorer på hvor mye velstand borgerne i dette landet har. Videre vil vi dermed med rimelighet kunne anta at data for BNP per innbygger er et godt instrument for å kunne si noe om forskjeller i levestandardutvikling mellom land (Steigum, 2004, s. 98).

3.2 KAUSALITETSUTFORDRINGEN

Mange av landene nær ekvator er eller har vært autokratiske stater, og land i denne delen av verden scorer ofte lavt på politisk frihet og økonomisk vekst. Det kan derfor være at de svake økonomiske resultatene observert i mange autokratier skyldes andre årsaker enn rent eksplisitt den autokratiske styreformen. Autokratiske institusjoner kan muligens i stedet være korrelert med andre bakenforliggende årsaker, og at det er disse som gir den tilsynelatende situasjonen med svakere økonomisk vekst. Det kan da være at autokratiet i seg selv ikke nødvendigvis er den kausale driveren for denne vekstdempende effekten.

Økonomisk vekst korrelerer med et lands tilgang på gode institusjoner. Ettersom regionale institusjoner er varige og endres tregt, vil tidlig etablering og tilgang på institusjoner legge grunnlaget for dagens nivå på institusjoner. Acemoglu, Johnson og Robinson (2001) undersøker dette med en IV-strategi. De benytter settlerdødelighet i de europeiske koloniene som instrument for tidlig etablering av regionale institusjoner, og dette begrunnes med at settlerdødeligheten har påvirket hvor mange europeere som valgte å emigrere til en gitt koloni, og dermed tok med seg mange av sine europeiske institusjoner. Der hvor settlerdødeligheten var lav var det naturligvis også en større tilstrømning av europeere, og dermed også en tidligere tilgang på gode institusjoner. Ettersom det typisk er større sannsynlighet å pådra seg dødelige sykdommer i regioner der klimaet i koloniregionen avviker stort fra klima i opprinnelseslandet, vil det typisk være høyere potensiell settlerdødelighet nær ekvator med sitt varme og tropisk klima. Under kolonitiden foregikk det ett kappløp i Europa om hvem som kunne kolonisere mest i Afrika og Asia, som også innehar mye av slikt klima. Dette kan derfor

være en mulig årsak til at land i denne delen av verden ikke har fått etablert like mange velfungerende institusjoner, og at dette har bidratt til at den økonomiske utviklingen her henger etter.

På den måten kan lav settlerdødelighet derfor ha bidratt til at det tidlig ble etablert gode institusjoner i visse regioner. Disse institusjonene ble så nedarvet og overtatt av sivilsamfunnet når disse koloniene så ble frigjort og erklært som uavhengige statsmakter. Mangel på støtteapparat gjør at innbyggere i slike land i større grad i stedet må støtte seg på familien fremfor staten, som kan hjelpe til med inntjening, og ved sykdom og alderdom. Da de manglende institusjonene også bidrar til høyere barnedødelighet, vil dermed dette kunne bidra til at fødselsratene i slike land er høy. Dermed er høye fødselsrater også et typisk kjennetegn for land med lav grad av økonomisk vekst. Befolkningsveksten her er høy, og spesielt er dette problematisk for økonomisk vekst når slike land er i overgangsfaser og helseinstitusjoner begynner å komme på plass, ettersom den påfølgende reduserte barnedødeligheten ikke umiddelbart fører til lavere fødselsrater, og befolkningsveksten her blir eksplosiv og hvis den ikke kan absorberes i det fremtidige arbeidsmarkedet vil dette bidra til at denne overgangen går saktere enn nødvendig.

Det er Afrika som har hatt den høyeste prosentvise befolkningsveksten i verden, og som er den verdensdelen med lavest BNP per innbygger. Også i Asia har befolkningsveksten vært høy etter 1950. Asia har nå 60 prosent av verdens befolkning, og befolkningsveksten her har derfor betydd mye for utviklingen i verdens befolkning. (Steigum, 2004, s. 101)

Da utviklingsland korrelerer med svært høy befolkningsvekst, og da denne veksten ikke raskt nok kan absorberes av arbeidsmarkedet, vil slike land typisk ha en svært høy ledighetsandel i befolkningen. Da utviklingsland generelt sett også har både lav grad av politisk frihet og lav vekst i BNP per innbygger, vil dette dermed indikere at det foreligger en positiv korrelasjon mellom lavt BNP per innbygger og ett autokratisk styresett, noe som også påpekes av Steigum: «Land med svært høy befolkningsvekst tenderer mot å ha et lavt BNP per innbygger og liten eller ingen vekst i levestandarden» (Steigum, 2004, s. 102).

3.3 BEFOLKNINGSVEKST OG ØKONOMISKE PRESTASJONER

Kan det derfor være at noe av de svake økonomiske prestasjonene på vekst i autokratier som blant annet fremkommer i Carden og James (2013) forkommer som en følge av befolkningen her øker raskere enn behovet for flere sysselsatte? Det veksteksempelet som

Autokrati vs. Demokrati

oftest blir nevnt når man snakker om autokrati og økonomisk vekst er også trolig det eneste som muligens kan gi oss en indikasjon på hva som skjer når det forekommer en kontrollert statlig regulering av befolkningsveksten.

Vi ser at i perioden 1977-1998 vokste BNP per innbygger i Kina med hele 6 prosent per år. Dette hang sammen med en omlegging av den økonomiske politikken på slutten av 1970-årene i retning av markedsøkonomi som ga større rom for privat eiendomsrett, entreprenørskap og friere utenrikshandel. (Steigum, 2004, s. 103)

Men denne perioden samsvarer også ganske bra med den restriktive befolkningspolitikken som har vært ført i Kina.

Siden 1962 har Kina ført en meget aggressiv og intervensjonistisk befolkningspolitikk hvor formålet har vært å begrense tilveksten. Det oppmuntres til sene ekteskap, og fra 1982 ett barn per familie. Som følge av denne kampanjen for små barnetall har fødselshyppigheten gått sterkt ned i de siste tre tiårene, fra i gjennomsnitt 39 per 1000 innbyggere i 1950-årene til 33 per 1000 i 1960-årene, 25 per 1000 i 1970-årene og 12,5 per 1000 i 2003. (Klepsvik, 2018)

Effekten fra denne politikken vil naturligvis ta tid for å virke, men som en pekepinn kan vi tenke oss at de fleste i Kina i denne perioden trolig er i sysselsettingsbar alder når de er mellom 16 og 18 år, og dermed vil virkningene av de tiltak som ble innført i 1962 gi effekt i 1977-1980 som stemmer godt med den store veksten i BNP. Selv om Kina kun står for en observasjon når vi ser på autokratiske land må vi heller ikke glemme størrelsen på dette landet. Verdens befolkning er i skrivende stund på rundt 7,7 milliarder, og av disse bor ca. 1,4 milliarder i Kina.⁷ Det betyr at selv om vi kun skulle sett på Kina alene så vil dette enorme landet allikevel inkludere nesten hver femte verdensborger, eller 18 prosent av verdens befolkning. Når en så stor andel av verdensborgerne bor i ett autokratisk land med en så tydelig og sterk økonomisk

⁷ Tall hentet fra nettstedet: www.Worldometers.info

vekst bør vi derfor heller ikke avskrive dette for raskt som et særtilfelle, men heller se på hva som kjennetegner deres vekst, og om dette har noen sammenheng med deres politiske institusjoner, samt undersøke om dette ville vært annerledes om landet ikke hadde vært autokratisk.

3.4 SOLOWS VEKSTMODELL

Ett nyttig verktøy for å beskrive økonomisk vekst på lang sikt, og hvorfor noen lands økonomier vokser raskere enn andre vil alltid være den kjente Solow-modellen. Modellen, som først beskrevet i Solow (1956), beskriver hvordan langtidsveksten påvirkes av akkumulering av realkapital, arbeidskraft eller befolkningsvekst, og økning i produktivitet. For å illustrere poenget har jeg for enkelhets skyld her valgt å presentere en enkel variant av modellen, og jeg derfor kun på økonomisk vekst i en lukket økonomi (Steigum, 2004, kap. 4). Dette trenger nødvendigvis ikke være en begrensning. Hvis vi for eksempel snakker om global økonomisk vekst, vil vi følgelig kunne betrakte hele verden som ett enkelt land med en felles økonomi, og dermed også en lukket økonomi. Dermed vil den globale veksten, gitt global aggregert akkumulering av realkapital, tilgang på arbeidskraft og global befolkningsvekst, sammen med global produktivitsvekst kunne gi oss en trendlinje for den samlede globale veksten, som så kan benyttes som en benchmarking-indikator for å se om land har hatt vekst som ligger over eller under denne trendlinjen.

I likning (3.1) ser vi en Cobb-Douglas produktfunksjon som sier at reell produksjon, (i.e. reelt BNP) Y , i tidspunkt t avhenger av produktet av realkapital K , og arbeidskraft L , multiplisert med total faktorproduktivitet, A . A beskrives ofte som «Solow-residualen» og representerer idéer (i.e. humankapital, teknologi og ferdigheter), og fungerer som en uforklart restfaktor som gjør at innsatsfaktorene utnyttes effektivt nok til at produktivitsveksten øker tilstrekkelig til å gi en positivt økonomisk vekstspiral over tid.

For å vise hvordan realkapital og arbeidskraft påvirker økonomisk vekst følger jeg som nevnt gjennomgangen til Steigum (2004, kap. 4) hvor jeg først presenterer den generelle modellen for en lukket økonomi uten vekst i total faktorproduktivitet (i.e. at A er konstant). Modellen vil deretter utvides slik at vekst i totalfaktorproduktivitet inkluderes, og vi kan se hvilken effekt det har på modellen når vi tillater dette. Som i Steigum (2004) antar jeg kun en sektor, slik at offentlig og privat konsum er gitt ved C . Videre antar vi også at L og K er priset ved sine respektive marginalprodukt, slik at brutto kapitalinntekt (kapitalinntekt før fradrag av kapitalslit) som andel av samlet realinntekt er gitt ved konstanten a . Tilsvarende vil da andelen av arbeidsinntekter i BNP gis ved $(1 - a)$. Til slutt antar vi også at benevningen er identisk for Y og K , slik at en enhet K svarer til en enhet Y , og at prisene på disse er identiske, og satt lik 1. Vi starter i år 0, og vi har at initialverdiene av L og K er kjente verdier.

Initialverdien på kapitalintensiteten vil dermed også være kjent da denne er definert som $k_0 = K_0/L_0$, men utviklingen av denne vil avhenge av modellens løsning.

3.4.1 MODELLEN

I modellen er kapitalintensiteten gitt ved realkapital per sysselsatt, $k_t = K_t/L_t$, mens BNP per sysselsatt er gitt ved $y_t = Y_t/L_t$. Som vist på høyre side av pilene i likning (4.1) kan produktfunksjonen på venstre side omformuleres slik at den beskriver hvordan produksjon per sysselsatt (y_t) avhenger av produktet av totalfaktorproduktivitet (A) og kapitalintensiteten (k_t).

$$Y_t = AK_t^a L_t^{1-a} \Leftrightarrow y_t = Ak_t^a \quad (3.1)$$

Videre antar vi at BNP enten må konsumeres eller investeres slik at Y kan defineres som summen av konsum og investeringer:

$$Y_t = C_t + I_t \quad (3.2)$$

Vi kun ser på samlet konsum og investeringer fra både offentlig og privat sektor gitt ved hhv. C og I, og antar at det for hver periode avsettes en konstant andel (s) av BNP til investeringer i realkapital:

$$I_t = sY_t \quad (0 < s < 1) \quad (3.3)$$

Konsum som fast andel av BNP får vi ved å sette (4.3) inn i (4.2):

$$C_t = (1 - s)Y_t$$

Bruttoinvesteringer som sum av nettoinvestering ($K_{t+1} - K_t$) og fast andel av realkapital (K_t) som går til kapitalslit, dK_t :

$$I_t = (K_{t+1} - K_t) + dK_t \quad (0 < d < 1)$$

Nettoinvesteringer i realkapital får vi ved å inn for I_t fra (3.3):

$$K_{t+1} - K_t = sY_t - dK_t \quad (3.4)$$

Relasjon (3.4) er sammen med (3.1) svært sentrale, da (3.4) beskriver hvordan den økonomiske veksten avhenger av akkumuleringen av realkapital. Antar vi at arbeidsmarkedet vokser med g_L per år, vil antall sysselsatte i neste periode gis ved $L_{t+1} = (1 + g_L)L$.

3.4.2 LØSNING UTEN VEKST I TOTAL FAKTORPRODUKTIVITET

Vi har at vekstratene i realkapital ($g_{K,t+1} = (K_{t+1} - K_t)/K_t$) og vekstraten i BNP ($g_{Y,t+1} = (Y_{t+1} - Y_t)/Y_t$) i modellen vil variere over tid. Når A holdes konstant er $g_A = 0$, noe som betyr at g_y kan approksimeres ved et vektet gjennomsnitt av $g_{K,t+1}$, og $g_{L,t+1}$:

$$g_{Y,t+1} = a g_{K,t+1} + (1 - a) g_L \quad (3.5)$$

Gitt antagelsen om at g_L er en kjent konstant, kan vi nå enkelt beregne $g_{Y,t+1}$ fra (3.5), hvis vi deretter trekker g_L fra $g_{K,t+1}$ og $g_{L,t+1}$ kan vi utlede vekstratene i kapitalintensiteten ($g_{k,t+1}$) og BNP pr. sysselsatt ($g_{y,t+1}$):

$$\begin{aligned} g_{k,t+1} &= g_{K,t+1} - g_L \\ g_{y,t+1} &= a g_{k,t+1} \end{aligned} \quad (3.6)$$

Gitt at veksten i kapitalintensiteten er positiv, ($g_{k,t+1} > 0$) og at det ikke er vekst i A , ($A = 1 \Rightarrow g_{A,t+1} = 0$), og ettersom produksjonselastisiteten a med hensyn på realkapital er mindre enn 1 (andel samlet realinntekt som utgjør brutto kapitalinntekt før fradrag av kapitalslit), vil vekstraten til BNP pr. sysselsatt være mindre enn vekstraten til kapitalintensiteten, $g_{y,t+1} < g_{k,t+1}$. Dette følger av loven om avtakende utbytte som sier at endringen er positiv men avtakende: $y' > 0$, $y'' < 0$ og $k' > 0$, $k'' < 0$ hvor, $y' < k' \equiv g_{y,t+1} < g_{k,t+1}$.

Modellen beskriver økonomien igjennom at en gitt andel av BNP, (Y_t) alltid vil gå til bruttoinvesteringer i realkapital, K_t . Realkapitalen er alt av fysiske objekter som anvendes i landets produksjon (i.e. infrastruktur, fremkomstmidler, bygninger og maskiner etc.). Realkapitalen K_t , sammen med landets tilgang på arbeidskraft L_t , er dermed innsatsfaktorer i nasjonens produksjon Y_t . BNP vil dermed vokse som følge av veksten i sysselsetting og akkumuleringen av realkapital, som vi kan se av likning (3.5). Som følge av dette vil derfor også bruttoinvesteringene sY_t , øke over tid, og sY_t legger så grunnlaget for ett enda større BNP og påfølgende realinvesteringer i neste periode. Denne prosessen fortsetter slik for hver påfølgende periode. Vi kan benytte oss av likning (3.4) for å se nærmere på denne

vekstprosessen, og vi finner vekstraten i realkapital ved å dividere begge sidene av (3.4) med K_t :

$$g_{K,t+1} = \frac{K_{t+1} - K_t}{K_t} = s \frac{Y_t}{K_t} - d = s \frac{y_t}{k_t} - d \quad (3.7)$$

Deretter setter vi inn for y_t fra (3.1), slik at vekstraten i realkapital $g_{K,t+1}$, uttrykkes som en funksjon av kapitalintensiteten k_t :

$$g_{K,t+1} = s \frac{y_t}{k_t} - d = s \frac{A k_t^a}{k_t} - d = s \frac{A}{k_t k_t^{1-a}} = s \frac{A}{k_t^{1-a}} - d \quad (3.8)$$

For å få vekstraten i kapitalintensiteten som en funksjon av kapitalintensiteten trekker vi i fra g_L på begge sider av (3.8), som gir:

$$g_{k,1+t} = \frac{sA}{k_t^{1-a}} - (d + g_L) \quad (3.9)$$

Vi ser i (3.8) at $g_{k,1+t}$ er en synkende funksjon av kapitalintensiteten k_t , dermed vil kapitalintensiteten vokse raskt i perioder med svært lav kapitalintensitet. Hvis kapitalintensiteten er såpass stor, slik at $(d + g_L) > (sA/k_t^{1-a})$, vil vekstraten k være negativ. Da vekstraten i realkapital da er mindre enn vekstraten i sysselsettingen ($g_K < g_L$), vil dermed kapitalintensiteten reduseres. Videre observerer vi at $\lim_{k \rightarrow 0} sA/k_t^{1-a} = \infty$, som er intuitivt da en kapitalintensitet nær null vil gi en enorm effekt av bruttoinvesteringenes effekt i forhold til kapitalintensiteten, motsatt vil vi ha at når $\lim_{k \rightarrow \infty} sA/k_t^{1-a} = 0 \Rightarrow g_{k,1+t} = g_L - d$, med andre ord at når kapitalintensiteten blir svært stor vil vekstraten til kapitalintensiteten være lik vekstraten i sysselsettingen minus kapitalslit. Så lenge vi har at $g_{k,1+t} > 0$, vil k vokse helt til vi når «steady-state». I dette punktet er $k = k^*$, og da vil enhver ytterligere økning av k gi en vekstrate som er lavere enn økningen i kapitalintensiteten slik at summen av disse blir negativ, dermed er vekstraten $g_k = 0$ når $k = k^*$, og vi har ingen endringer i hverken kapitalintensiteten eller BNP pr. sysselsatt gitt at $g_L = 0$, men hvis sysselsetting i stedet øker vil dette gi fortsatt vekst i BNP. Da k og y nå er konstante, vil all vekst være avhengig av veksten i sysselsettingen og vi har da at $g_k = g_Y = g_L$. Da vi kjenner verdiene på kapitalintensiteten i år t , og initialverdiene K_0, L_0 og $k_0 = K_0/L_0$ er kjente, kan vi anvende likning (3.9) til å løse modellen for hver periode. Sysselsettingen i periode 1 vil da være $L_1 = (1 + g_L)L_0$, ettersom vi også kjenner g_L . Videre benytter vi (vii) og beregner $K_1 = (1 + g_{K,1})K_0$. Vi kan så finne

Autokrati vs. Demokrati

kapitalintensiteten i t_1 ved: $k_1 = K_1/L_1 = (1 + g_{K,1})K_0/(1 + g_L)L_0$, og dette kan gjøres videre for alle t perioder.

Kapitalintensiteten i «steady-state» finner vi ved å se på likning (3.7) og setter denne lik «steady-state»-vekstraten, som er lik vekstraten i sysselsetting, g_L , og multipliserer med realkapitalen, K_t :

$$sY_t = (g_L + d)K_t \quad (3.10)$$

Ligning (3.10) gir oss dermed den størrelsen på bruttoinvesteringen i realkapital sY_t som er stor nok for at vi skal ha en vekst i realkapital lik g_L , og vi har at nettoinvesteringen $(K_{t+1} - K_t) = g_L K_t$. Bruttoinvesteringen må derfor tillegges erstatning for kapitalslitet dK_t slik at den er lik høyresiden av (3.10). For å få størrelsene per sysselsatt dividerer vi (3.10) på L_t , og setter dette inn i produktfunksjonen.

$$sy = sAk^a = (g_L + d)k \quad (3.11)$$

Likning (3.11) gir oss mulighet til å determinere den ukjente kapitalintensiteten som gir «steady-state»-veksten. Likningen forklarer hvor stor bruttoinvesteringen per sysselsatt må være for å oppnå en «steady-state»-vekst med konstant kapitalintensitet. For å så finne uttrykket for k^* starter vi med å dividere med $(g_L + d)$ på begge sider av (3.11) og så løser vi for k , dette gir:

$$\frac{sA}{g_L + d} k^a = k$$

multipliserer så begge sider med k^{-a} :

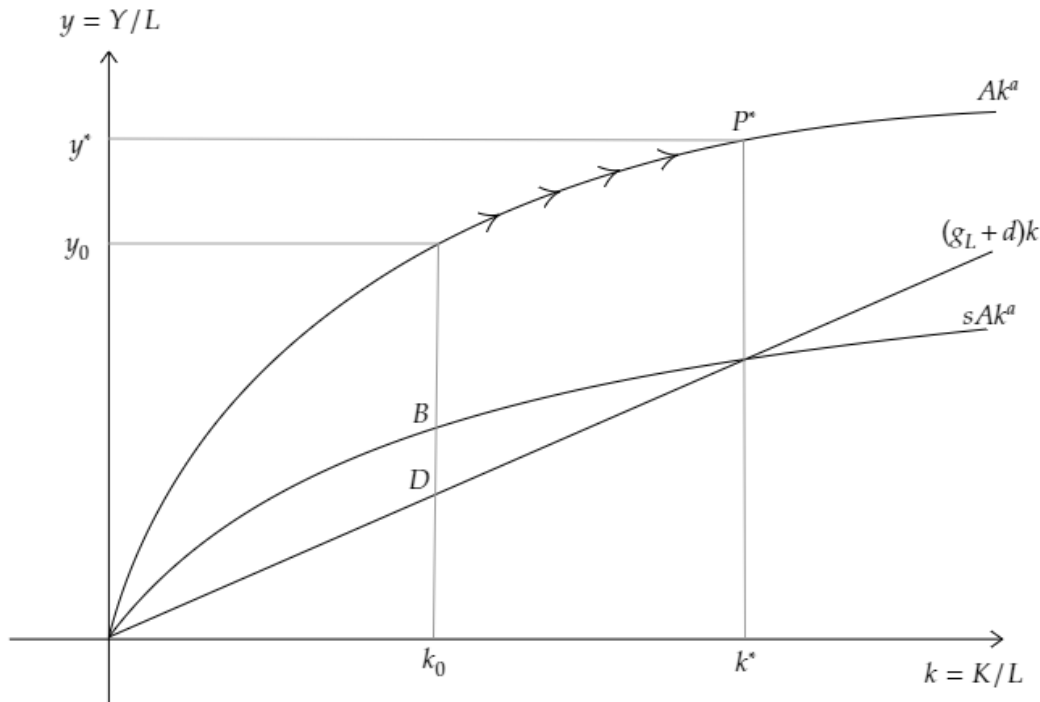
$$\frac{sA}{g_L + d} = k^{1-a}$$

Løst for k , har vi da:

$$k^* = \left(\frac{s}{g_L + d} \right)^{\frac{1}{1-a}} \quad (3.12)$$

Setter vi inn for k^* i (3.1) har vi at BNP pr. innbygger ved «steady-state»-vekst er:

$$y^* = \left(\frac{s}{g_L + d} \right)^{\frac{a}{1-a}} \quad (3.13)$$

Figur 3.1: Kapitalintensitet og balansert vekst⁸

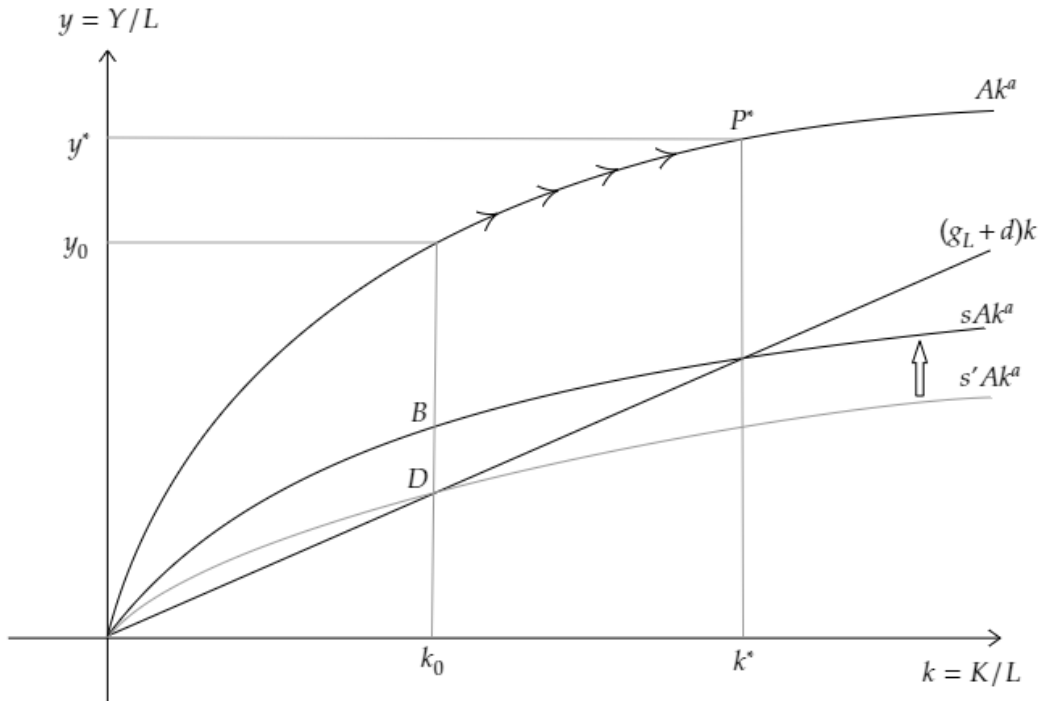
I figur 3.1 ser vi en grafisk presentasjon av (3.11). Modellen viser at lands økonomiske vekst vil tendere mot en balansert vekst P^* , som Solow valgte å kalle «Steady-state». Bruttoinvesteringer per sysselsatt sAk^a , er gitt som en konstant andel av produktfunksjonen $y = Ak^a$, og vil derfor også ha avtakende utbytte. $(g_L + d)k$ viser hvor store bruttoinvesteringer per sysselsatt må være for å oppnå balanse vekst med konstant kapitalintensitet. Vi ser at dette kravet for balansert vekst er lineært, dermed vil balansert vekst oppnås i skjæringspunktet mellom $(g_L + d)k$ og sAk^a . En økonomi i «steady-state» ved gitt konstant kapitalintensitet k vil dermed ikke har mer rom til å vokse uten at vi enten får ett skift i totalfaktorproduktiviteten A og/eller vekst i sysselsettingen L . Tilsvarende vil land med $k = k_0 < k^*$ ligger under «Steady-State», og vi ser her at punkt B ligger over punkt D . De vil da ha mulighet til å øke sin produksjon ved å øke bruttoinvesteringer per sysselsatt i realkapital så lenge $sAk^a > (g_L + d)k$, da produksjonsøkningen da er høyere enn andelen av reelt BNP per sysselsatt som investeres, med andre ord vil likevekten oppnås når bruttoinvesteringene per sysselsatt er lik kravet om balansert vekst og vi har at $sAk^a = (g_L + d)k$ (Steigum, 2004, s. 148 - 155).

⁸ Steigum (2004, s. 154)

Myndighetene kan da velge å øke investeringsandelen s slik at vi får ett skift i sAk^a -kurven som vist i figur 3.2. Ved å gå tilbake til likning (3.7) og legger til fotskrift for t har vi hensyntatt at s vil øke over tid:

$$g_{K,t+1} = \frac{s_t Y_t}{K_t} - d \quad (3.14)$$

Figur 3.2: Effekt av økning i investeringsandelen, ($s \rightarrow s'$)⁹



Dette er ikke vanskelig å tenke seg dette intuitivt, en bonde som får tilgang på en traktor vil kunne øke sin produksjon betraktelig, men denne økningen vil ikke være like sterk når han anskaffer seg en traktor nr. 2, bonden vil allikevel tjene på å skaffe seg en traktor mer helt til vedlikeholdskostnadene for traktorene er lik produksjonsøkningen, hvis han da skaffer seg enda en traktor vil han ha prisen på vedlikehold av denne traktoren overgår avkastningen den skaper, og han vil tjene på å kvitte seg med denne ekstra traktoren, men hvis han reduserer andelen han tar ut i profitt og heller investerer dette vil han kunne produsere mer da han nå får dekket de nye vedlikeholdskostnadene, som vi kan se i figur 3.2. Fattigere land har dermed mye å hente på investeringer i realkapital, da vedlikeholdskostnadene er såpass lave

⁹ Steigum (2004, s. 156)

sammenlignet med utbytte av mer fysisk kapital. Dette kan dermed bidra til å forklare hvorfor vi har observert at enkelte land, som tidligere har hatt liten tilgang på realkapital, i senere tid har hatt en eksepsjonell økonomisk vekst når tilgangen på realkapital har økt.

For å gå tilbake til tidligere diskusjon om Kina var det for eksempel under Maos styre svært lite tilgjengelig realkapital, men landet hadde og en svært stor befolkning og dermed høy tilgang på arbeidskraft. Når de kommunistiske myndighetene, etter Maos død åpnet for at utenlandske bedrifter kunne investere i landet og benytte seg av Kinas billige arbeidskraft så vi en massiv investering fra bedrifter i utlandet som bygde fabrikker og produksjonsfasiliteter for å senke eggene produksjonskostnadene. Disse investeringene bidro derfor til at den Kinesiske økonomien fikk en stor økning i realkapital, og da tilgjengelig L allerede var stor ga dette Kina en eksepsjonell økonomisk vekst, som så trolig ble styrket av en restriktiv fødselspolitikk som gjorde at andelen sysselsatte også kunne øke, eller i hvert fall ikke bli lavere. økt sannsynlighet for en autokratisk styreform. Endogenitetsspørsmålet vil fortsatt være om en svakere økonomisk utvikling fører til autokratiske institusjoner og ledere, eller disse autokratiske institusjoner sett under ett er en tilstrekkelig kausal årsak til svakere økonomisk utvikling.

3.4.3 VEKST I TOTAL FAKTORPRODUKTIVITET

«Empiriske studier taler for at vekst i total faktorproduktivitet (A) har hatt avgjørende betydning for den økonomiske veksten i de fleste OECD-land» (Steigum, 2004, s. 161). Hvis befolkningen ikke øker vil innsatsfaktorenes produktivitet få en mulighet til å vokse. Mindre tid vil gå til barneoppdragelse, og en lavere fødselsrate kan frigi tid og kapasitet til mer læring og dermed høyere produktivitet per innbygger. Dette vil i tillegg forsterkes på lang sikt, da færre barn i dag gir færre fremtidige sysselsatte og dermed bidrar til en høyere etterspørsel etter fremtidig arbeidskraft. Som påpekt tidligere sier Hayek-Friedman-hypotesen at demokrati korrelerer med økonomisk frihet, som igjen korrelerer med økonomiske prestasjoner. Vi kan derfor se at land med færre og dårligere institusjoner dermed også har en svakere økonomisk vekst, og dette kan skyldes at befolkningens ideer og innovasjoner ikke får utspilt seg i mer produktivitet og flere jobber.

Vi skal nå se på hva som skjer når vi har en økning i A i Solow-modellen. Vi antar at A fortsatt er eksogent gitt, har en konstant og kjent vekstrate per år, og at denne veksten er eksponentiell, $A_{t+1} = (1 + g_A)A_t$. Videre definerer vi også en eksogen størrelse (E_t) som også har en eksponentiell vekst (Steigum, 2004, kap. 4.2).

$$A_t = E_t^{1-a} \Leftrightarrow E_t = A_t^{\frac{1}{1-a}} \quad (3.15)$$

Videre har vi at g_A er mindre enn vekstraten g_E , da:

$$g_A = (1 - a)g_E \Leftrightarrow g_E = \frac{g_A}{1 - a} > g_A \quad (3.16)$$

Deretter skriver vi om (3.1) ved å sette inn E for A:

$$Y_t = E_t^{1-a} K_t^a L_t^{1-a} \Leftrightarrow \frac{Y_t}{E_t L_t} = \left(\frac{K_t}{E_t L_t} \right)^a \quad (3.17)$$

Vi har nå en Cobb-Douglas-produktfunksjon uten vekst i A, men hvor sysselsettingen er produktet av $E_t L_t$. Denne størrelsen blir kalt «sysselsetting målt i effektivitetsenheter», benytter vi oss av (3.14) ser vi så at dette er identisk med den balanserte vekstraten:

$$g_E + g_L = \frac{g_A}{1 - a} + g_L = g \quad (3.18)$$

Fremfor å betrakte vekst i A og L som to forskjellige vekstprosesser, ser vi nå på begge som «sysselsetting målt i effektivitetsenheter». Vi bruker nå størrelsene BNP og realkapital per effektivitetsenhet, hhv. $y_{E,t} = Y_t/E_t L_t$ og $k_{E,t} = K_t/E_t L_t$

3.4.4 LØSNING MED VEKST I TOTAL FAKTORPRODUKTIVITET

Setter inn for (3.16) i (3.7) gir dette oss den nye vekstraten for realkapital:

$$g_{K,t+1} = \frac{s y_{E,t}}{k_{E,t}} - d = \frac{s (k_{E,t})^a}{k_{E,t}} - d = \frac{s}{(k_{E,t})^{1-a}} - d \quad (3.19)$$

Vi ser nå at $g_{K,t+1}$ avhenger av kapitalintensitet per effektivitetsenhet av sysselsetting. Dermed vil $g_{K,t+1}$ avta når $k_E \nearrow$. Trekke vi så ifra g på begge sider får vi vekstraten oppgitt i $k_{E,t}$:

$$g_{K,t+1} - g = -g = \frac{s}{(k_{E,t})^{1-a}} - (g + d) \quad (3.20)$$

Som en følge av at vekstraten nå er $g = g_E + g_L$ ser vi at vekstraten i realkapital nå er g fremfor g_L , når vi sammenligner med (3.9). Videre kan vi så multiplisere (3.7) med K_t , som gir oss nytt krav for størrelsen på bruttoinvesteringer for at realkapitalen skal vokse med raten g .

$$s Y_E = (g + d) K_t \quad (3.21)$$

Vi dividerer så (3.18) med sysselsettingen målt ved effektivitetsenheter, og setter inn for (3.17), som gir oss kravet for at realkapital per sysselsettingseffektivitet-enhet skal gi balansert vekst.

$$sy_E = s(k_E)^a = (g + d)k_E \quad (3.22)$$

Hovedforskjellen mellom (3.21) og (3.10), og (3.22) og (3.12), ligger i at vi nå måler BNP og realkapital per sysselsettingseffektivitet-enhet, som gir at «stady-state»-veksten er g fremfor g_L , og uttrykkene for k^* og y^* blir nå:

$$k_E^* = \left(\frac{s}{g + d}\right)^{\frac{1}{1-a}}, \quad y_E^* = \left(\frac{s}{g + d}\right)^{\frac{a}{1-a}} \quad (3.22)$$

Da $g = g_E + g_L \Rightarrow g > g_L$ vil vekstraten nå være større, ettersom vi tillater for vekst i TFP. Dette følger av at ideer og innovasjoner styrker produktiviteten, som gjør at arbeidskraft og realkapital over tid vil utnyttes mer effektivt. Dette er og svært intuitivt, nye invasjoner som eksempelvis automatisering i produksjonen, gjør at alle arbeidere blir mer produktive og at avkastningen på realkapital blir høyere over tid. Ett typisk eksempel her er Henry Ford, som ved å implementere samlebånd i produksjonen av bilene sine klarte å kutte enhetskostnaden per bil så mye at det ikke lengre kun var de øverste samfunnslag som fikk tilgang på den mobiliteten en bil kan gi. Ettersom en mer mobil befolkning får kortere reisetid, og kan bli tilgjengelig for flere arbeidsmarkeder gir innovasjoner som dette ett massivt løft i effektivitet og produktivitet.

3.4.5 MODELLENS IMPLIKASJON FOR ENDOGENITET

Men hvordan kan dette gi opphav til endogenitetsutfordringer? Vel hvis økonomisk frihet gir høyere tilgang på realkapital, som igjen bidrar til sterk økonomisk vekst, og denne veksten gir økt velferd som igjen gir økte krav om demokrati som politisk institusjon. Vil dette tilsi at mange av dagens veletablerte demokratier allerede har vært igjennom sine største vekstfaser, og dermed vil demokratier naturligvis også ha en lavere økonomisk vekst enn autokratier. Hvis sterk økonomisk vekst også er en driver for demokrati på lang sikt, vil det derfor være vanskelig å sammenligne økonomisk vekst mellom demokratiske og autokratiske land, da de fattigere autokratienes vekstpotensial er såpass mye høyere. Dette kan dermed gi oss en feilaktig konklusjon om at det er autokratiet, og ikke det sterkere skalautbytte av investeringer i disse landene som er årsaken til at vi observerer såpass sterk vekst i mange autokratier, spesielt når denne veksten kanskje muligens på sikt også fører til en økt demokratisering som vil si at når landes størst vekstperiode er overstått vil vekstraten avta,

Autokrati vs. Demokrati

samtidig som landet skifter klassifisering fra autokratisk til demokratisk. Dermed vil det se ut som landet vekstrate-reduksjonen skyldes demokratiseringen, mens det muligens heller er slik at det er vekstrate-reduksjonen som gir opphav til demokratiseringen. Noe som dermed gir opphav til en to-veis kausal sammenheng mellom demokrati og vekst.

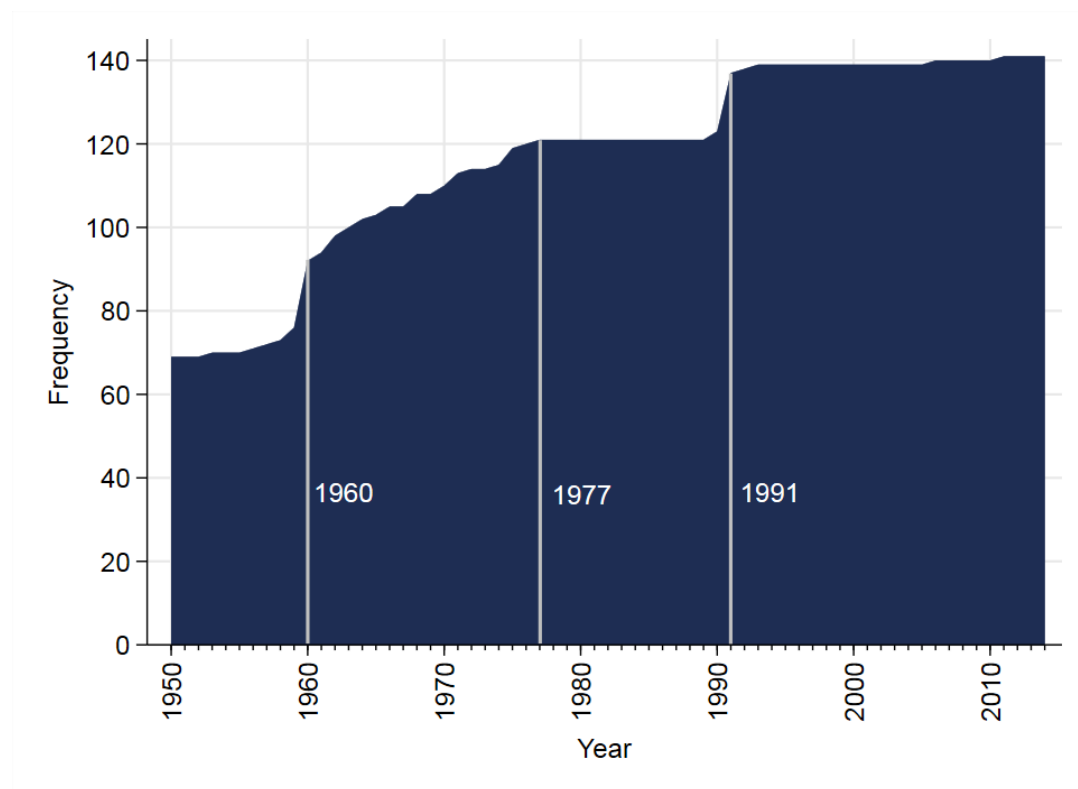
Ser vi på europeisk historie kan vi bemerke oss at det under den første industrielle revolusjon på 1800-tallet, en periode med sterk vekst, også var en periode hvor parlamentarisme som politisk institusjon ble stadig vanligere, og hvor de absolutte monarkienes innflytelse gradvis ble svakere. Videre, på 1900-tallet, så vi at almen stemmerett over tid ble stadig vanligere, spesielt blant mange av de vest-europeiske landene som på 1800-tallet hadde hatt en enorm økonomisk vekst. Dette gikk selvfølgelig litt i bølger med periodevise svekkelser av demokratiske institusjon, men vi kan bemerke oss at disse bølgedalene også korrelerer med økonomiske kriser som i Tyskland etter depresjonen på 30-tallet, og i Russland, Polen, Tyrkia og Ungarn etter finanskrisen i 2008. Allikevel mener jeg vi kan snakke om at Europa på 1900-tallet har hatt en demokratiserende trend som kulminerte med Berlin murens fall i 1989, og opprettelsen av flere nye demokratiske stater etter Sovjetunionens fall i 1991.

4 OPPLÈGG FOR ØKONOMETRISK ANALYSE

Penn World Tables (PWT) som bl.a. beskrevet i Robert C. Feenstra, Robert. Inklaar og Marcel P. Timmer (2015), har data på økonomiske variable fra 1950 og frem til 2014, mens Polity årlig rangerer grad av autokrati/demokrati på en skala fra -10 (Fullt autokrati) til +10 (fullt demokrati) for 167 land (land som har mer en 500 000 innbyggere) fra 1800-2017. Ved å kombinere data fra disse kildene har jeg nå ett datasett med både grad av politisk frihet og makroøkonomiske størrelser, både mellom land og over tid. Ettersom de økonomiske data fra PWT kun strekker seg tilbake til 1950, benyttes kun benytte de observasjonene fra polity-datasettet som matcher og datasettet vil dermed strekke seg fra 1950 til 2014. Da det er enkelte land som kun eksisterer i ett av de to datasettene, vil de land som ikke matcher bli sett bort ifra. Resultatet etter flettingen av data er da at jeg har observasjoner på 141 land. I figur 4.1. har jeg illustrert hvordan alle observasjonene fordeler seg over tid.

4.1 DATA OG DESKRIPTIV STATISTIKK

Figur 4.1: Antall observasjoner per år i datasettet



Da forekommer færre observasjoner jo lengre tilbake vi går i tid har jeg her et ubalansert datasett. De manglende observasjonene skyldes som regel at land i har blitt oppløst og blitt delt opp i flere nye land. Sovjetunionen ble for eksempel oppløst i 1991 og ut av dette kom land som eksempelvis Russland, Hviterussland og Ukraina for å nevne noen. Det vil også

Autokrati vs. Demokrati

være land hvor det har vært konflikter og økonomisk kollapser og hvor økonomiske data ikke lar seg oppdrive. For Russland må jeg derfor benytte meg av økonomiske og politiske data fra Sovjetunionen for periodene før 1991. Dette vil dessverre føre til at jeg ikke har helt korrekte tall for Russland ettersom «Russland» før 1991 inneholder flere regioner som nå er uavhengigegne nasjonalstater. Dermed vil Russland ha en betydelig reduksjon i flere nøkkelvariable som befolkning og BNP. Jeg vurderer det likevel dit hen at det er bedre å inkludere disse observasjonene for Russland fremfor å opprette Sovjetunionen som eget land da Sovjetunionens historiske innflytelse på dagens Russland antas å være betydelig, samt at jeg da ikke ville hatt data på Sovjetunionen etter 1991. Jeg har derfor også valgt å opprette en dummyvariabel (*postcw*) for perioden etter Sovjetunionens fall for å muligens kunne kontrollere for noe av denne effekten.

Tabell 4.1: Deskriptiv statistikk av utvalgte BNP-variabler

Variable	Obs	Mean	SD	Min	Max
rgdpe	7185	3,18E+05	1,13E+06	161,83	1,71E+07
rgdpe_pc	7185	10901,85	16435,53	142,39	2,45E+05
rgdpo_grw	7044	0,04	0,09	-1,16	1,11
rgdpe_pc_grw	7044	0,02	0,09	-1,2	1,09
ln_rgdpe	7185	10,71	2	5,09	16,65
ln_rgdpe_pc	7185	8,56	1,23	4,96	12,41

Tabell 4.2: Deskriptiv statistikk av produksjonsvariabler

Variable	Obs	Mean	SD	Min	Max
rgdpo	7185	3,15E+05	1,12E+06	151,36	1,71E+07
rgdpo_pc	7185	10717,9	16148,48	133,41	2,50E+05
rgdpo_grw	7044	0,04	0,09	-1,16	1,11
rgdpo_pc_grw	7044	0,02	0,09	-1,19	1,09
ln_rgdpo	7185	10,71	1,98	5,02	16,66
ln_rgdpo_pc	7185	8,56	1,22	4,89	12,43

Tabell 4.3: Deskriptiv statistikk av befolkning- og sysselsettingsdata

Variable	Obs	Mean	SD	Min	Max
pop	7185	37,29	126,7	0,12	1369,44
emp	6672	16,77	62,48	0,05	798,37
emp_pop	6672	0,38	0,09	0,12	0,76
pop_grw	7044	0,02	0,02	-0,2	0,18
emp_grw	6617	0,01	0,26	-5,34	3,57
emp_pop_grw	6617	0	0,05	-1,13	0,73
ln_pop	7185	2,15	1,59	-2,13	7,22
ln_emp	6672	1,27	1,64	-3	6,68
ln_emp_pop	6672	-1	0,27	-2,13	-0,28

Tabell 4.4: Deskriptiv statistikk utvalgte variabler¹⁰

Variable	Obs	Mean	SD	Min	Max
polity2	7513	1,18	7,5	-10	10
ctfp	5092	0,73	0,41	0,11	5,74
ctfp_grw	4991	0	0,08	-0,65	1,16
ln_ctfp	5092	-0,43	0,49	-2,25	1,75
ck	7183	9,12E+05	3,52E+06	72	6,94E+07
ck_grw	7151	0,01	0,48	-8,89	2,62
csh_c	7185	0,64	0,17	0,03	1,83
csh_i	7185	0,21	0,1	-0,09	0,89
csh_g	7185	0,19	0,1	0,02	1,78
csh_m	7185	-0,24	0,24	-4,1	0
csh_x	7185	0,21	0,23	0	3,01
csh_r	7185	0,01	0,1	-2,12	0,8
pl_k	7183	0,45	0,33	0,02	3,71
pl_g	7185	0,35	0,36	0,01	3,99
pl_i	7185	0,42	0,29	0,01	2,4
pl_c	7185	0,36	0,26	0,02	2,24
pl_m	7185	0,42	0,19	0,02	1,32
pl_x	7185	0,42	0,2	0,02	0,91

Som vi ser av tabell 4.1 og 4.2 er det ikke store forskjeller mellom reell produksjon (*rgdpo*) og reelt BNP (*rgdpe*). For en grundigere gjennomgang av de eksplisitte forskjellene mellom vil jeg vise til appendiksen, hvor jeg går igjennom det teoretiske grunnlaget som benyttes av PWT i konstruksjonen av disse variablene. Da jeg i min analyse hovedsakelig ønsker å fokusere på økonomisk vekst i form av produktivitet og ikke levestandard vil jeg derfor i min analyse benytte meg av *rgdpo* per capita (*rgdpo_pc*) som mål på dette. Variabler med pre-skript *ln* er variabel på logaritmisk form, og gir dermed endringer i prosent og vil også bedre kunne fange opp ikke-lineære sammenhenger. Videre har jeg også konstruert vekstvariabler med post-skript *grw*. Disse er definert ved $\ln(x_t) - \ln(x_{t-1})$ og vil gi den prosentvise endringen mellom perioder.

Utfordringen videre blir å finne ut hvordan jeg best utnytter de observasjonene som er i datasettet. Da observasjoner med manglende verdier ikke inkluderes i regresjonene, og da det for flere land ikke eksisterer data tilbake til 1950, kan jeg gjøre en sammenligning av gjennomsnittene ved bruk av hele datasettet opp imot gjennomsnittene når jeg kun benytter meg av observasjoner etter hhv. 1960, 1977 og 1991. På den måten kan jeg få en indikasjon på

¹⁰ Variabler i tabell 4.4:

(*polity2*) 21-punkts Polity-score fra -10 til +10, (*ctfp*) Total faktor produktivitet, (*ck*) kapitalbeholdning. Preskript *pl* og *csh* angir hhv. prisnivå og andel av BNP på følgende variabler: (*c*) privat konsum, (*i*) investering, (*g*) offentlig konsum, (*x*) eksport, (*m*) import (*k*) kapital (kun prisnivå) og (*r*) andel av BNP gitt ved det gjenværende statistiske avviket mellom handel og BNP.

om de manglende observasjonene muligens korrelerer med det vi ønsker å måle, nemlig politiske institusjoner og økonomisk vekst.

I tabell 4.5 - 4.8 vises deskriptiv statistikk for gjennomsnittlig grad av politisk frihet ved Polity-score, samt gjennomsnittlig befolkningsstørrelse, produksjon og produktivitets vekst i land i fordelt på politiske verdensregioner ved utvalgte perioder. I tabell 4.9 – 4.11 har jeg laget tilsvarende tabeller men for periodene 1950-1960, 1960-1977 og 1977-1991, perioden 1991-2014 er identisk med tabell 4.8 og inkluderes derfor ikke på nytt.

Tabell 4.5: Regionsgjennomsnitt av utvalgte variabler, 1950-2014 ¹¹

REGION	Polity-score	Befolkning (mil)	Befolkningsvekst (%)	BNP	BNP-vekst (%)	BNP Per capita	Per capita BNP-vekst (%)
Afrika	-1,75	11,715	2,54	32 232	4,62	2 739	1,96
Amerika	3,54	28,870	0,19	548 055	4,39	8 294	2,42
Asia	-0,09	130,837	1,61	550 247	5,59	6 979	3,89
Europa	5,81	20,731	0,33	391 890	3,65	18 923	3,30
Midtøsten	-4,16	19,364	3,24	147 578	6,30	19 343	2,92
Oceania	8,56	7,107	1,40	187 090	3,30	18 138	1,86
Verden	1,18	37,288	1,84	314 740	4,70	10 717	2,79

Tabell 4.6: Regionsgjennomsnitt av utvalgte variabler, 1960-2014

REGION	Polity-score	Befolkning (mil)	Befolkningsvekst (%)	BNP	BNP-vekst (%)	BNP Per capita	Per capita BNP-vekst (%)
Afrika	-1,71	11,652	2,54	32 095	4,60	2 737	1,96
Amerika	4,14	30,274	1,80	601 262	4,36	8 889	2,50
Asia	-0,02	129,717	1,56	573 585	5,60	7 309	3,95
Europa	6,22	20,994	0,29	421 691	3,58	20 172	3,27
Midtøsten	-4,43	19,399	3,24	153 698	6,28	20 244	2,91
Oceania	8,37	7,283	1,31	202 132	3,26	18 967	1,91
Verden	1,22	37,370	1,83	327 549	4,70	11 124	2,80

¹¹ Tabell 8.1-8.4: BNP er her gitt ved kjedet kjøpekraftsparitets-justert reelt BNP på produksjonssiden (se del 7.3) i mil. 2011 USD. Regionen Amerika omfatter både Nord- og Sør-Amerika. Data fra Penn World Tables.

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.7: Regionsgjennomsnitt av utvalgte variabler, 1977-2014

REGION	Polity-score	Befolkning (mil)	Befolkningsvekst (%)	BNP	BNP-vekst (%)	BNP Per capita	Per capita BNP-vekst (%)
Afrika	-0,85	13,209	2,62	35 996	4,59 %	2 990	1,86 %
Amerika	5,70	33,631	1,56	733 986	4,03 %	10 133	2,42 %
Asia	0,51	133,510	1,41	677 088	5,36 %	8 523	3,87 %
Europa	7,40	21,351	0,17	476 838	3,14 %	22 545	2,97 %
Midtøsten	-4,36	20,905	3,16	180 671	6,07 %	20 963	2,78 %
Oceania	7,85	7,614	1,13	235 788	2,86 %	20 614	1,69 %
Verden	2,04	39,806	1,75	383 590	4,48 %	12 380	2,66 %

Tabell 4.8: Regionsgjennomsnitt av utvalgte variabler, 1991-2014

REGION	Polity-score	Befolkning (mil)	Befolkningsvekst (%)	BNP	BNP-vekst (%)	BNP Per capita	Per capita BNP-vekst (%)
Afrika	1,40	15,44	2,54	41 831	5,55	3 356	2,87
Amerika	7,67	36,876	1,35	883 276	4,95	11 498	3,54
Asia	1,29	132,638	1,17	803 499	5,32	9 777	4,09
Europa	8,37	21,51	0,07	518 627	3,21	24 579	3,15
Midtøsten	-3,33	2394	2,90	225 342	7,41	21 174	4,33
Oceania	7,35	8,276	1,11	289 654	2,76	23 488	1,62
Verden	3,53	42,293	1,54	455 247	5,06	13 715	3,43 %

Tabell 4.9: Regionsgjennomsnitt av utvalgte variabler, 1950-1959

REGION	Polity-score	Befolkning (mil)	Befolkningsvekst (%)	BNP	BNP-vekst (%)	BNP Per capita	Per capita BNP-vekst (%)
Afrika	-4,00	17,370	2,128	44 502	3,78	2 939	1,65
Amerika	-0,16	19,455	2,686	191 451	4,40	4 311	1,72
Asia	-0,66	148,409	2,492	184 179	5,22	1 810	2,73
Europa	3,16	18,488	0,689	137 622	4,16	8 271	3,47
Midtøsten	-1,47	18,727	3,331	35 831	6,09	2 886	2,75
Oceania	10,00	5,739	2,241	70 517	3,51	11 715	1,27
Verden	0,81	36,205	2,012	146 388	4,54	5 378	2,52

Tabell 4.10: Regionsgjennomsnitt av utvalgte variabler, 1960-1977

REGION	Polity-score	Befolkning (mil)	Befolkningsvekst (%)	BNP	BNP-vekst (%)	BNP Per capita	Per capita BNP-vekst (%)
Afrika	-4,27	7,152	2,30	21 145	4,18	2025	1,88
Amerika	0,37	22,573	2,34	296 158	4,92	6062	2,58
Asia	-1,69	116791	2,05	219 179	5,63	3173	3,58
Europa	3,08	19,830	0,726	243 291	4,79	12 471	4,06
Midtøsten	-4,74	14,048	3,547	62 152	6,36	18 553	2,820
Oceania	9,81	6,337	1,752	108973	4,04	14 359	2,292
Verden	-1,07	30,072	2,09	160 787	4,95	7510	2,86

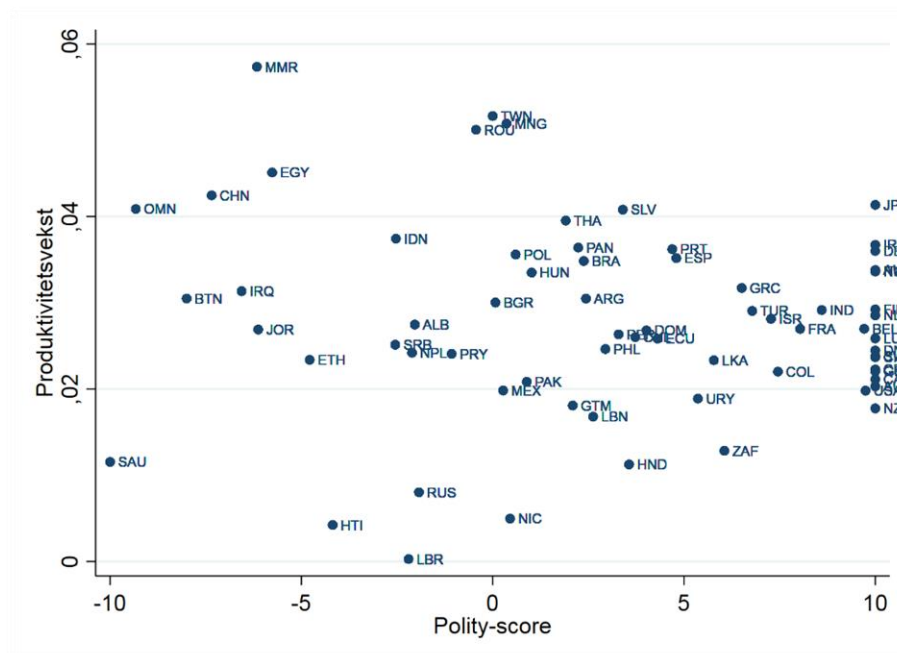
Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.11: Regionsgjennomsnitt av utvalgte variabler, 1978-1990

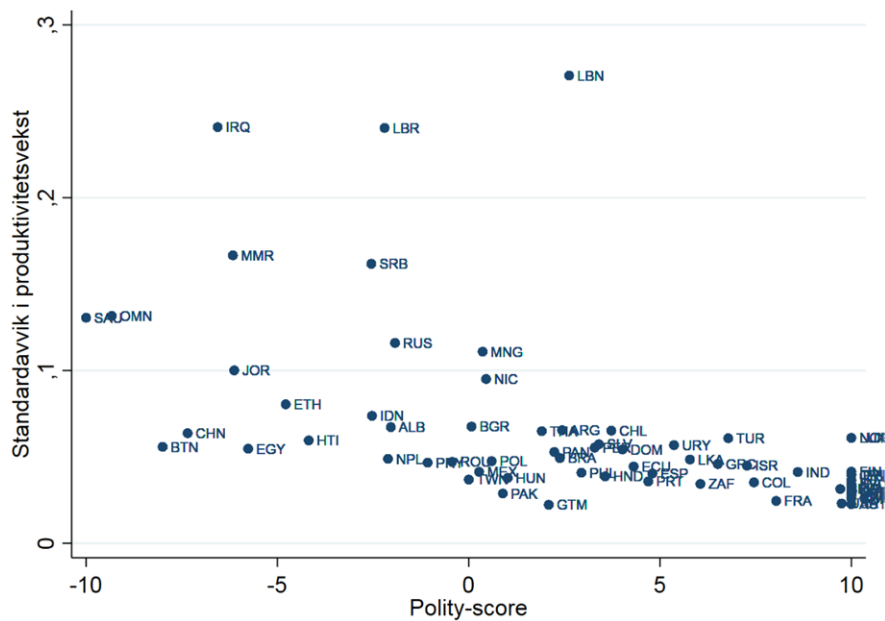
REGION	Polity-score	Befolkning (mil)	Befolkningsvekst (%)	BNP	BNP-vekst (%)	BNP Per capita	Per capita BNP-vekst (%)
Afrika	-4,83	9,268	2,78	25 690	2,35	2343	0,42
Amerika	2,32	28,067	1,92	478 061	2,22	7792	0,30
Asia	-1,43	13,587	1,99	376 108	5,13	5537	3,13
Europa	5,15	20,922	0,41	369 263	2,84	17308	2,43
Midtøsten	-6,13	15,426	3,64	100 155	2,67	20518	0,97
Oceania	8,71	6,480	1,19	143 445	2,90	15687	1,71
Verden	-0,89	34,82	2,15	240 019	2,90	9707	0,74

For å også få en oversikt over variasjonen i data har jeg i figur 4.2 og 4.3 valgt å følge eksempelet fra Easterly (2011, s. 10), og benytter ett toveis plot av produktivitetsvekst per land og gjennomsnittlig polity-score i perioden 1950-2014. For å holde data balansert har jeg her valgt å kun inkludere de land som innehar observasjoner for alle årene i perioden 1950 - 2014.

Figur 4.2 Gruppегjennomsnitt av årlig produktivitetsvekst per innbygger og polity-score (balansert), 1950-2014



Figur 4.3 Gruppetandardavviket av årlig produktivitetsvekst per innbygger og polity-score (balansert), 1950-2014



Vi kan bemerke oss at det er en betydelig innsnevring i vekstvariasjonen jo lengre mot høyre vi går på gjennomsnittlig polity-score. Dette er en tydelig indikasjon at variansen på vekst ikke er konstant når vi går fra autokrati til demokrati, og at vi dermed har heteroskedastisitet i data. Ettersom dette gjør at variansestimatoren $\text{Var}(\hat{\beta}_j)$ nå er forventningsskjev og vi benytter oss av denne for å fremskaffe OLS-standardavvikene vil ikke disse lengre være gyldige for konstruksjon av konfidensintervall og t-verdier. Hvis $\text{Var}(u|x)$ ikke er konstant er ikke OLS lengre den beste lineære forventningsrette estimator (BLUE). For å kompensere for dette vil jeg derfor benytte meg av heteroskedastisk robust inferens etter OLS-estimering, med robuste standard avvik. (Wooldridge, 2016, s. 224)

4.2 UTGANGSPUNKT

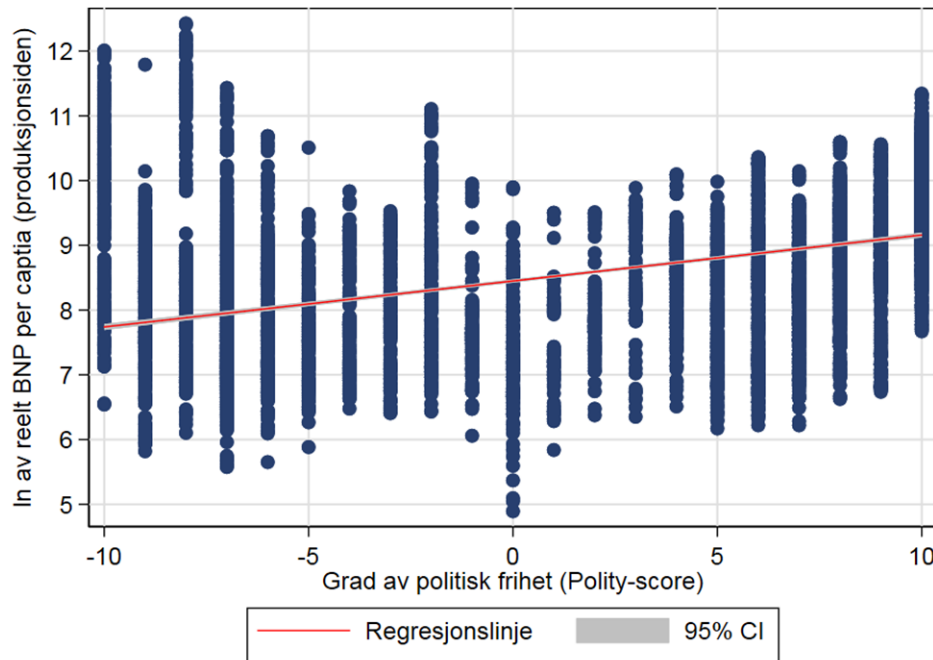
Som et utgangspunkt i analysen kan vi først se på hvordan korrelasjonen mellom produktivitet og grad av politisk frihet arter seg når vi benytter hele datasettet, og vi ser på en svært enkel regresjon av politisk frihet på produktivitet

$$y_{it} = \alpha + \beta \text{Polity}_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}, \quad (4.1)$$

$i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T$. y_{it} er her den naturlige logaritmen av reell produksjon per innbygger for land i ved tidspunkt t , mens Polity_{it} gir meg mål på graden av politisk frihet for land i ved tidspunkt t , og gis som vanlig ved 21-punkts polity-score fra -10 (autokratisk) til

+10, (demokratisk). Komposittfeilleddet $\eta_i + u_{it}$ inneholder alle de uobserverte individspesifikke faste effektene gitt ved η_i , og idiosynkratiske avvik er gitt ved ε_{it} , (Wooldridge, 2016, s. 412 - 413)

Figur 4.4: Produktivitetsvekst og politisk frihet, 1950-2014



I figur 4.4 er relasjonen illustrert grafisk, og vi kan vi se plottfordelingen og regresjonslinjen fra estimering av likning (4.1). Vi kan observere en positiv korrelasjon mellom produktivitet per innbygger og grad av politisk frihet. Denne positive korrelasjonen tydeliggjøres ved å inkludere en regresjonslinje med ett 95-prosents konfidensintervall. Som vi kan se er konfidensintervallet smalt og tett på regresjonslinjen, som betyr at ved gitt spesifisering er det liten usikkerhet rundt korrelasjonen. Gitt at modellspesifikasjonen er BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) vil dette styrke vår tillitt til at de estimerte verdiene gitt ved $\hat{\beta}$, alt annet likt, tenderer mot sann verdi β når antall land $n \rightarrow \infty$, og vi antar at $Cov[\eta_i + \varepsilon_{it}, x_{it}] = Cov[\eta_i, x_{it}] + Cov[\varepsilon_{it}, x_{it}]$. For at OLS-estimatoren skal være BLUE antas det at $Cov[\varepsilon_{it}, x_{it}] = 0$ dette betyr at $Cov[\eta_i + \varepsilon_{it}, x_{it}] = Cov[\eta_i, x_{it}]$ og må anta at $Cov[\eta_i, x_{it}] = 0$. men hvis $Cov[\eta_i, x_{it}] \neq 0$ kan vi kontrollere for η_i ved å innføre tidsdummyer for hver periode etter den første. Da vi sannsynligvis her har både seriekorrelasjon og utelatte variabler er det rimelig å anta at vi bør kontrollere for flere faktorer som spiller inn på både vekst og politisk frihet før vi kan si noe om den kausale effekten. Vi kan allikevel benytte dette som en nyttig indikasjon på hvordan land med forskjellig grad av politisk frihet er fordelt når vi ser på deres produktivitet, og vi ser her at land med høyere grad av politisk frihet tenderer mot å ha egenskaper som korrelerer med høyere grad av reell produktivitet, og som bl.a. påpekt

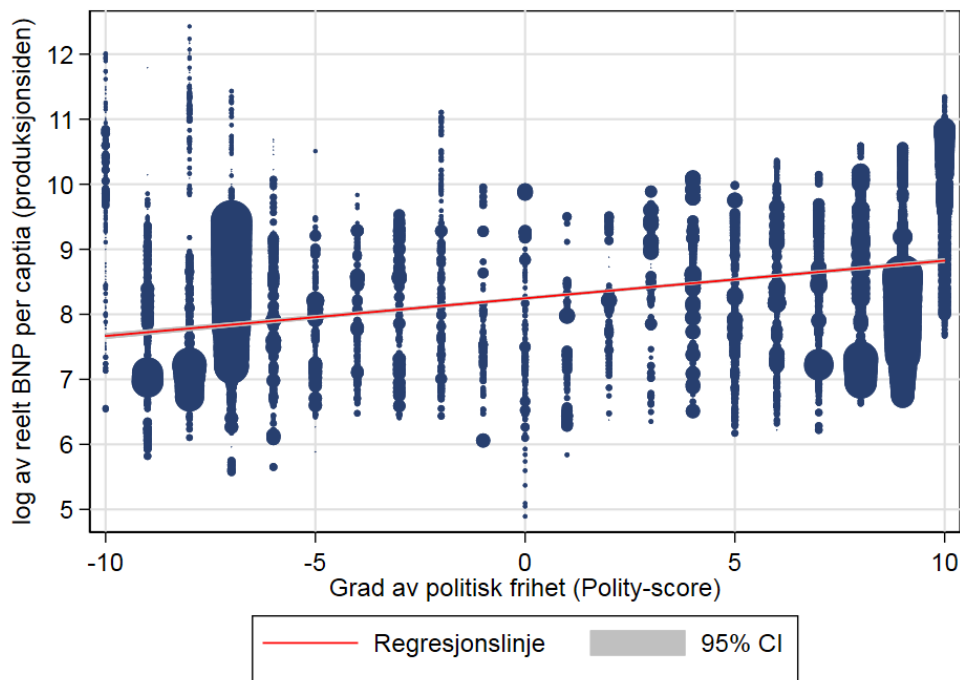
i Easterly (2011) ser vi at det er større varians i produktivitsveksten jo lavere polity-scoren er, noe som innebærer at vi også har heterogenitetsutfordringer når vi senere skal se etter de kausale effektene av politiske institusjoner på vekst. Ettersom korrelasjon ikke nødvendigvis betyr kausalitet, som diskutert i seksjon 3, og det garantert er individspesifikke faste effekter som her vil korrelere med forklaringsvariabelen slik at $Corr[\eta_i, x_{it}] \neq 0 \rightarrow Corr[\eta_i + \varepsilon, x_{it}] \neq 0$, kan vi ikke fra figur 4.4 si noe om den kausale effekten av politisk frihet på vekst, men kun observere at de to er sterkt korrelerte.

Figur 4.4 gir meg allikevel ett utgangspunkt for videre analyse, og spørsmålet blir om denne sammenhengen er robust når jeg kontrollerer for andre faktorer som simultant påvirker både politisk frihet og produksjonsvekst i bakgrunnen. Vi kan allikevel bemerke oss at ettersom dataene indikerer at det på et generelt grunnlag er høyere produktivitet i mer demokratiske land, så vil de kontrollvariabler som gir reduksjon i størrelsen på estimatoren være korrelert med η_i og de som gir en økning vil være negativt korrelert med η_i (Wooldridge, 2016, s. 413).

4.3 VEKTING AV OBSERVASJONER PÅ BEFOLKNING

Ettersom faktorer som landets størrelse også spiller inn kan vi se på om det vil være hensiktsmessig å benytte en analytisk vekting av observasjonene på landets befolkning. Eksempelvis vil ett land som Kina, med rundt 18 prosent av verdens befolkning, telle som 18 prosent av utvalget. For å illustrere dette har jeg i figur 4.5 gjort det samme plottet som i figur 4.4, men her med en analytisk vekting av observasjonene på befolkningsstørrelsen for hvert land i 's observerte verdier i tidspunkt t . Tar vi utgangspunkt i estimatorfunksjonen for β på matriseform har vi at vektingen produserer $\hat{\beta} = (\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{X}})^{-1}\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{y}}$ hvor $\tilde{\mathbf{X}}$ og $\tilde{\mathbf{y}}$ fremkommer ved å multiplisere hver rad av \mathbf{X} og \mathbf{y} med $\sqrt{w_t}$, og hvor w_t er antall individer i befolkningen som bidrar til gjennomsnittet (Dupraz, 2013, s. 4). Med andre ord er vektingen inverst proporsjonal med variansen til observasjonen, som betyr at variansen ved n -te observasjonen er antatt å være σ^2/w_n , hvor w_n er vektingen. Typisk vil observasjonen representere ett gjennomsnittet, og da BNP per innbygger jo kun er gjennomsnittlig BNP per innbygger, vil vektingen være det antall elementer som gir opphav til dette gjennomsnittet, eller da den befolkningsstørrelsen som gir opphav til BNP pr. innbygger. På bakgrunn av dette vil derfor også inkludere vekting i videre estimeringer og analyser.

Figur 4.5 Produktivitetsvekst og politisk frihet vektet på befolkning, 1950-2014



Med en slik grafisk presentasjon er det vanskelig å se noen umiddelbare endringer i regresjonslinjen med det blotte øye, men vi kan se av størrelsene på de forskjellige plottene hvor stor befolkningen er for den gitte observasjonen, noe som nå hensyntas i estimeringen av regresjonslinjen. Videre bemerker jeg meg at det er store befolkningsstørrelser på både autokratiske og demokratiske, og at dette ved første øyekast muligens ser ut til å kansellere hverandre. Dette fører dermed til at regresjonslinjen i figur 4.5 stort sett forblir uendret i fra den vi observerer i figur 4.4. For en mer nøyaktig presentasjon presenterer jeg også forskjellige estimeringer av politisk frihet på vekst i tabell 4.12.

Tabell 4.12: Effekten av politisk frihet på produksjon, 1950-2014

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	WLS	OLS	WLS	FE	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc
polity2	0.0710*** (0.0019)	0.0579*** (0.0056)	0.0686*** (0.0019)	0.0520*** (0.0048)	-0.0019* (0.0011)	-0.0054** (0.0025)
Constant	8.4497*** (0.0141)	8.2463*** (0.0418)	7.9256*** (0.1126)	7.5110*** (0.4678)	7.4072*** (0.0491)	7.4127*** (0.1023)
Observations	7,128	7,128	7,128	7,128	7,128	7,128
R-squared	0.188	0.145	0.232	0.261	0.923	0.936
Year FE	NO	NO	YES	YES	YES	YES
Country FE					YES	YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

Som diskutert i del 4.1 er Russland og Sovjetunionen slått sammen, noe som gir Russland ett dropp i nøkkeltall etter 1991, ettersom Sovjetunionen da ble oppløst og delt i flere andre stater. Kjører derfor den overstående analysen på nytt uten Russland for å se hvordan dette påvirker estimatene.

Tabell 4.13: Effekten av politisk frihet på produksjon uten Russland, 1950-2014

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	WLS	OLS	WLS	FE	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc
polity2	0.0709*** (0.0019)	0.0575*** (0.0056)	0.0685*** (0.0019)	0.0518*** (0.0049)	-0.0019* (0.0011)	-0.0051** (0.0025)
Constant	8.4470*** (0.0141)	8.2323*** (0.0422)	7.9256*** (0.1126)	7.5121*** (0.4678)	7.4074*** (0.0490)	7.4133*** (0.1022)
Observations	7,103	7,103	7,103	7,103	7,103	7,103
R-squared	0.188	0.145	0.232	0.257	0.923	0.936
Year FE	NO	NO	YES	YES	YES	YES
Country FE					YES	YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Som vi ser gir ikke eksklusjon av Russland noen stor påvirkning i estimering av politisk frihet på produksjon, det største avviket mellom estimeringene i tabell 4.12 og i tabell 4.13 er i regresjon (6) og utgjør kun 0,03 prosentpoeng. For videre analyse vil jeg derfor inkludere Russland som normalt, og jeg går derfor nå videre med å tolke estimatene i tabell 4.12.

Regresjon (1) og (2) svarer til hhv. figur 4.4 og 4.5, og som vi så av figur 4.4 og 4.5 ser vi her at vektingen ikke gir store endringer i estimatet. Fra (1) observerer vi at ett polity-poengs økning i grad av politisk frihet svarer til en økning i produktivitet per innbygger på 7,1-prosent, men når dette vektet på antall innbyggere, slik som i (2), ser vi at dette reduseres fra 7,1 til 5,79 prosent. Vi observerer at mellom (1) og (2) så vil en vekting av observasjonene på befolkningen ved en ett polity-poengs økning i grad av politisk frihet innebære en reduksjon i produktivitetsveksten lik 1,31 prosent, dette indikerer dermed at det er en negativ korrelasjon mellom befolkningsstørrelsen og produktivitet per innbygger.

For å kontrollere for globale konjunkturedringer, sjokk og trender har jeg i (3) og (4) inkludert ett fullt sett med tidsdummyer for alle årene etter $i_0 = 1950$. Økonomiske pris- og etterspørselssjokk som eksempelvis oljeprissjokket på 70-tallet og finanskrisen i 2008 vil nå fanges opp av tidsdummyene slik at vi kan observere renere effekter av politisk frihet på produktivitet. Vi vil også ved å sammenligne (3) med (1), og (4) med (2), og så igjen sammenligner differansene mellom disse, se hvordan vekting på befolkningen påvirker

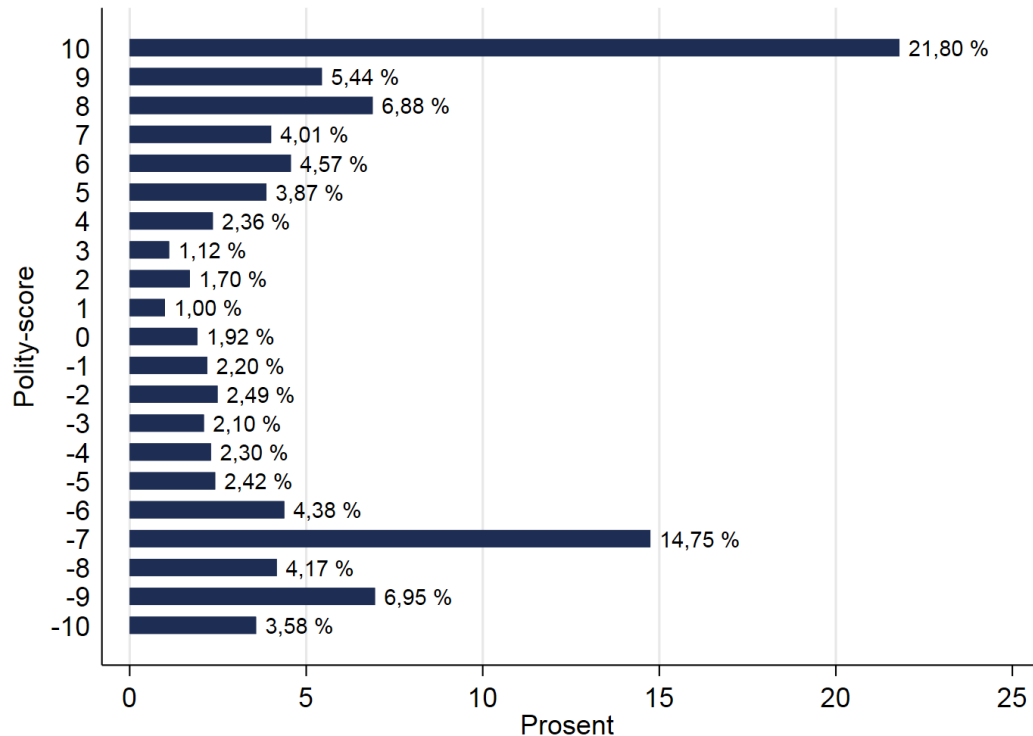
produktivtetsveksten når vi kontrollerer for globale trender som dermed vi gi oss ytterligere innblikk i hvordan trender påvirker land av forskjellig størrelser.

Sammenligner vi først (3) med (1) ser vi at ved å inkludere tidsdummyer så vil effekten av ett polity-poengs økning reduseres fra 7,1 til 6,86 prosent. En reduksjon på 0,24 prosent-poeng. Det betyr at det er en negativ korrelasjon mellom politisk frihet og hvor sterkt globale trender påvirker produktiviteten. En mulig tolkning her er at det, som diskutert i del 2.2, er at dette skyldes korrelasjon mellom økonomisk frihet og politisk frihet, og ettersom land med mer politisk frihet også i snitt har høyere økonomisk frihet og dermed også en høyere grad av internasjonal handel, så vil land med høyere grad av politisk frihet muligens være mer sensitive til globale pris og etterspørselssjokk. Jeg går så videre og sammenligner (4) med (2), vi ser her at tidsdummyer reduserer estimert effekt av økt politisk frihet ved ett polity-poeng på produktivtetsveksten fra 5,79 til 5,20 prosent, og også her er det en reduksjon sammenlignet med estimering uten års-dummyer, nå på 0,59 prosent-poeng som er 0,35 prosent-poeng mer enn vi hadde når vi ikke vektet dette på befolkningen. Jeg mistenker at Kina kan være en av driverne til dette resultatet, da Kina har innehar egenskaper som er både er autokratiske og med høy produktivtetsvekst som følge av mye eksport, da eksport påvirkes sterkt av globale konjunkturer ser vi at når vi kontrollerer for globale konjunkturedringer og vekter observasjonene på befolkning så vil effekten av økt politisk-frihet på produktiviteten avta.

I regresjon (5) og (6) har jeg i tillegg til tidsdummyer også inkludert fullt sett med dummyvariable for hver nasjon (med unntak av USA som jeg har satt som i_0). Vi får da kontrollert for de idiosynkratiske faste effektene (η_i) i hvert land som eksempelvis geografi, klima, kultur og etnisitet. Vi ser av regresjon (5) at effekten av en ett poengs økning i polity-score på produktivtetsveksten når har skiftet fortegn og er nær null. En ett poengs økning i polity-score gir nå en reduksjon i produktivtetsveksten per innbygger tilsvarende 0,19 prosent. Men da dette er nært null medfører dette at resultatet ikke er like statistisk signifikant som ved de andre regresjonsspesifikasjonene. Estimatoren har p-verdi lik 0,076, som innebærer at det er en 7,6 prosents sannsynlighet for at den observerte endringen kun skyldes tilfeldig variasjon i data. I regresjon (6) er samme regresjon gjennomført, men her med vektning på befolkning som i (2) og (4). Vi ser at dette bidrar til å styrke signifikansnivået og at fortegnet ikke endres fra regresjon (5). En ett poengs økning i polity-score gir dermed en reduksjon i produktivtetsveksten per innbygger lik 0,54 prosent. Dette betyr at η_i er negativt korrelert med polity-score, men da η_i omfatter mange forskjellige variabler er det vanskelig å peke direkte på hvilke av disse som gir opphav til dette, før jeg har gjennomført grundigere analyse, vi må og bemerke oss at kausalitetsutfordringen som diskutert i del 3 også spiller inn her.

4.4 DEFINERING AV DEMOKRATISKE OG AUTOKRATISKE LAND

Figur 4.6 Prosentvis fordeling av polity-score



For at jeg videre skal kunne gjennomføre en komparativ analyse av hvordan økonomiske prestasjoner avhenger av en autokratisk eller demokratisk styreform må jeg definere ett grensepunkt for når ett land kan betraktes som autokratisk og når det kan betraktes som demokratisk. Jeg velger her å kombinere fremgangsmåten benyttet av Carden og James (2013) og Persson og Tabellini (2009) med fremgangsmåten benyttet av Easterly (2011). I Carden og James (2013) følges eksempel av Persson og Tabellini (2009) og de definerer at alle land med polity-score lik 0 eller lavere er autokratiske. Easterly (2011, s. 11) som har pekt argumentene til Benhabib et al. (2011) om at en «perfekt» demokratisk polity-score lik 10 trolig ikke er en like høy standard for demokrati som man kan tenke seg (se del 2.4.1. *Vekstvariasjon* for ytterligere begrunnelse for dette), gjør at vi i stedet bør sette cut-off for demokratiske land ved en polity-score som er vesentlig høyere, og han definerer i stedet demokratier som land med polity-score høyere enn 7,5. I figur 4.6 kan vi se den prosentvise fordelingen av observert polity-score i datasettet. Ved demokrati-cut-off ved polity-score lik 1 eller høyre vil vi ha at 48,74 prosent av observasjonene defineres som demokratiske, mens vi når vi i stedet setter denne ved $>7,5$, reduseres den samlede prosentandelen til 34,13.

Jeg kan vil da, fremfor å kun benytte én binær indikatorvariabel for demokrati, i stedet kjøre to tilsvarende regresjonen hvor jeg bytter mellom de to cut-off punktene for demokrati.

En med cut-off ved polity-score lik 1, og en annen med cut-off ved polity-score over 7,5. Jeg vil så kunne sammenligne hvordan dette påvirker demokratikoeffisienten på DEM_1 og DEM_2 , og se hvordan disse såpass sprikende definisjonene vil påvirke resultatene. Forhåpentlig vil dette gi meg dypere innsikt i de politiske mekanismene og deres effekt på økonomisk vekst og bidra til å danne ett bedre grunnlag for kunne si noe kausalt om demokratiets effekt på økonomisk vekst, sett opp imot autokratier.

4.5 ØKONOMETRISK GRUNNMODELL OG ANALYSEPERIODE

For å kunne si noe kvantitativt om forskjellene mellom autokrati og demokrati på økonomisk vekst formulerer jeg derfor følgende økonometriske modell.

$$y_{it} = \alpha + \delta_1 DEM_j + \mathbf{X}_{it}\beta + \tau_t + v_{it}, \quad v_{it} = \eta_i + \varepsilon_{it}, \quad j = 1, 2 \quad (4.2)$$

I likning (4.2) vil y_{it} angi forskjellige mål på økonomisk vekst, DEM_j er interessevariabelen hvor $j = 1, 2$ representerer hvilke av de to cut-off punktene som benyttes. DEM_1 representer cut-off ved polity-score > 0 , mens DEM_2 er som diskutert satt med cut-off ved polity-score $> 7,5$. Kontrollvektoren \mathbf{X}_{it} representer alle kontrollvariabler som benyttes ved hver spesifikasjon.

Variabel τ_t angir alle de aggregerte tidstrend effekter, (i.e. effekter som påvirker alle land simultant og endres som over tid). Dette vil typisk være globale pris- og markedstrender som følge av aggregerte endringer i tilbud og etterspørsel av eksempelvis verdipapirer, valuta, innsatsfaktorer og ferdigvarer. Årsakene til slike tilbuds- og etterspørselssjokk (i.e. prissjokk), kan være mange. Eksempelvis kan ny teknologi gi økt-etterspørsel etter råvarer, som vi i dag kan se med økt etterspørsel etter grunnstoffet litium som brukes i nesten alt av batterier, eller vi kan ha at holdningsendringer gir redusert etterspørsel etter ferdigvarer produsert med en nå «uglesett» innsatsfaktor. Da vi kun ønsker å se effekten av de politiske system på vekst velger jeg å kontrollere for slike effekter, og dette gjøres ved å inkludere tids-dummer for alle periodene etter t_0 , ettersom disse fanger opp den variasjon som er felles for alle land ved ett gitt tidspunkt t .

De individspesifikke faste effekter er representert ved η_i , og alle variabler som er konstante i ett land over tid vil fanges opp her. Dette kan eksempelvis være variabler som demografi, klima, geografi, historie, multilaterale samarbeid (i.e. NATO, EU, OPEC etc.), men og ett lands delte kulturelle normer og holdninger. På veldig lang sikt kan man selvfølgelig argumentere for at ingen variable er perfekt konstante. Eksempel på dette vil typisk kunne være situasjon hvor ett land velger å melde seg ut av en stor multilateral avtale som Storbritannia nå gjør med BREXIT, men strekker man langt nok på det vil selv jordas

platetektonikk forskyve kontinentene og da er selv ikke ett lands geografi konstant. Uansett, så vil alle faktorer som innehar så lav variasjon at vi for alle praktiske formål kan betrakte de som konstante, fanges opp i η_i . Da slike effekter kan spille en stor rolle i hvordan ett lands økonomi vil utvikle seg vil derfor være hensiktsmessig å også kontrollere for disse. Da vi ofte ikke kan observere disse effektene direkte, og vi også måtte inkludert svært mange kontrollvariabler for de vi faktisk kan observere, og da dette også ville være en svært tungvint fremgangsmåte som også ville spist mye av frihetsgradene, er det i stedet mer hensiktsmessig å heller inkludere dummyer for hvert enkelt land. Da vil all variasjon som går igjen for ett enkelt land fanges opp ved landets nasjonsdummy og dette vil styrke vår tillitt til de variablene vi faktisk ønsker å måle, DEM_j , $j = 1,2$ er konsistente og forventningsrette.

Restleddkomponenten ε_{it} representerer avviket hver enkelt observasjon har fra forventet verdi når vi ser alle observasjonene under ett, dette er altså den uforklarte variasjonen i data, og det er viktig at denne er helt stokastisk slik at den har en forventningsverdi lik 0 når $N \rightarrow \infty$, hvis dette ikke er tilfellet er det en indikasjon på at vi har en uobservert variabel som korrelerer med det vi ønsker å måle.

Ett eksempel på dette vil typisk være utsagn som «De fleste ulykker skjer i hjemmet, derfor bør man ikke være så mye hjemme». Det kan godt være at det er flere ulykker i hjemmet, men det er også et sted de fleste er veldig ofte. Da man som et levende individ jo er i en liten konstant risiko for å skade seg vil det selvfølgelig være slik at de stedene man er ofte vil fange opp mye av den konstante ulykkes-variasjonen i ett menneskes liv. Dermed er det kanskje ikke det at hjemmet i seg selv er spesielt farlig men snarere at det er farlig å være i livet generelt, og da man er mye hjemme vil dette være et sted man skader seg oftere enn andre. Hadde vi kontrollert for mengden tid man tilbringer hjemme ville vi først da kunne sagt noe om at hjemmet er ett farligere sted å være enn andre steder.

Så hvilke kontrollvariabler skal jeg inkludere for ikke å gå i samme fellen i denne analysen? Vel i første omgang er det informativt å ikke inkludere kontrollvariabler ved å holde $\mathbf{X}_{it} = 0$, vi kan da nemlig se forskjellen mellom estimatorene når disse inkluderes senere. Dette vil gi oss muligheten til å si noe om hvor sterkt disse kontrollvariablene påvirker resultatet når de senere inkluderes, eller med andre ord hvor sterk korrelasjonene er mellom kontrollvariablene og variablene vi ønsker å måle.

Jeg starter min analyse ved å estimere forskjellige versjoner av likning (4.3), med balansert og ubalanserte data for forskjellige perioder. Da vi har en del heteroskedastisitet i observasjonene mellom land, som illustrert i figur 4.2 og 4.3, har jeg valgt å benytte robuste standard avvik, da disse er gyldige uavhengig av om feilledet har konstant varians eller ikke (Wooldridge, 2016, kap. 8). I tabellene 4.14 til 4.17 har jeg benyttet alle tilgjengelige observasjoner i estimeringen, mens jeg for tabellene 4.18 til 4.21 kun benytter observasjoner

Autokrati vs. Demokrati

på land som har data for alle årene i perioden 1950-2014, slik at dataene her blir balansert. I alle regresjonene har jeg inkludert tidsdummyer som kontrollvariabel for globale trender.

I de to tabellene vil regresjon (1) til (4) benytte cut-off som tidligere definert ved DEM_1 , mens (5) til (8) benytter seg av cut-off som tidligere definert ved DEM_2 . (1) og (5) er estimert med standard OLS, mens jeg i (2), (4), (6) og (8) inkluderer nasjons-dummer for å kontrollere for faste effekter innad i land. (3), (4), (7) og (8) er identiske med hhv. (1), (2), (5) og (6) med unntak av at jeg her i stedet benytter meg av observasjoner vektet på befolkningsstørrelsen for gitte land og år, dette for å kompensere for forskjeller i befolkningsstørrelser mellom land som tidligere forklart.

Tabell 4.14: Reell produksjon på demokrati, 1950 – 2014 (ubalansert)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	FE	WLS	WLS FE	OLS	FE	WLS	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc
Demcracy (1)	0.822*** (0.0275)	-0.0625*** (0.0148)	0.666*** (0.0687)	-0.0988*** (0.0332)				
Demcracy (2)					1.349*** (0.0231)	0.149*** (0.0147)	0.749*** (0.0817)	-0.00983 (0.0247)
Constant	7.613*** (0.126)	7.439*** (0.0497)	7.278*** (0.468)	7.472*** (0.103)	7.547*** (0.103)	7.407*** (0.0487)	7.324*** (0.492)	7.418*** (0.101)
Observations	7,128	7,128	7,128	7,128	7,128	7,128	7,128	7,128
R-squared	0.175	0.923	0.226	0.937	0.348	0.924	0.250	0.936
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE		YES		YES		YES		YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 4.15: Reell produksjon på demokrati, 1960 – 2014 (ubalansert)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	FE	WLS	WLS FE	OLS	FE	WLS	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc
Demcracy (1)	0.802*** (0.0290)	-0.0698*** (0.0157)	0.647*** (0.0719)	-0.113*** (0.0350)				
Demcracy (2)					1.359*** (0.0246)	0.158*** (0.0148)	0.743*** (0.0861)	-0.0242 (0.0257)
Constant	7.629*** (0.0851)	7.781*** (0.0562)	7.399*** (0.275)	7.684*** (0.0832)	7.598*** (0.0764)	7.736*** (0.0540)	7.426*** (0.291)	7.628*** (0.0827)
Observations	6,622	6,622	6,622	6,622	6,622	6,622	6,622	6,622
R-squared	0.166	0.925	0.210	0.937	0.340	0.926	0.237	0.936
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE		YES		YES		YES		YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.16: Reell produksjon på demokrati, 1977 – 2014 (ubalansert)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	FE	WLS	WLS FE	OLS	FE	WLS	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc
Demcracy (1)	0.700*** (0.0356)	-0.0875*** (0.0169)	0.547*** (0.0795)	-0.125*** (0.0404)				
Demcracy (2)					1.350*** (0.0291)	0.0999*** (0.0143)	0.663*** (0.0971)	-0.0714*** (0.0246)
Constant	8.181*** (0.0999)	8.327*** (0.0428)	7.805*** (0.293)	8.097*** (0.130)	8.047*** (0.0949)	8.276*** (0.0398)	7.773*** (0.297)	8.046*** (0.135)
Observations	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963
R-squared	0.115	0.944	0.164	0.948	0.311	0.944	0.195	0.947
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE		YES		YES		YES		YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 4.17: Reell produksjon på demokrati, 1991 – 2014 (ubalansert)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	FE	WLS	WLS FE	OLS	FE	WLS	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc
Demcracy (1)	0.487*** (0.0469)	-0.0202 (0.0240)	0.413*** (0.0819)	0.0722 (0.0516)				
Demcracy (2)					1.317*** (0.0363)	0.0485*** (0.0161)	0.634*** (0.108)	-0.0266 (0.0275)
Constant	8.263*** (0.102)	8.462*** (0.0480)	8.029*** (0.265)	8.189*** (0.0989)	8.118*** (0.0889)	8.427*** (0.0423)	7.990*** (0.288)	8.267*** (0.0899)
Observations	3,305	3,305	3,305	3,305	3,305	3,305	3,305	3,305
R-squared	0.070	0.959	0.116	0.962	0.298	0.959	0.169	0.962
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE		YES		YES		YES		YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.18: Reell produksjon på demokrati, 1950 – 2014 (balansert)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	FE	WLS	WLS FE	OLS	FE	WLS	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc
Demcracy (1)	1.054*** (0.0323)	-0.0209 (0.0149)	0.698*** (0.0751)	-0.0960*** (0.0250)				
Demcracy (2)					1.291*** (0.0272)	0.0718*** (0.0138)	0.647*** (0.0843)	-0.0625** (0.0248)
Constant	7.446*** (0.128)	7.397*** (0.0488)	7.250*** (0.471)	7.467*** (0.104)	7.576*** (0.103)	7.386*** (0.0484)	7.397*** (0.487)	7.422*** (0.105)
Observations	4,104	4,104	4,104	4,104	4,104	4,104	4,104	4,104
R-squared	0.317	0.946	0.269	0.958	0.462	0.946	0.261	0.957
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE		YES		YES		YES		YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 4.19: Reell produksjon på demokrati, 1960 – 2014 (balansert)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	FE	WLS	WLS FE	OLS	FE	WLS	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc	ln_rgdp0_pc
Demcracy (1)	1.094*** (0.0304)	-0.0690*** (0.0189)	0.668*** (0.0765)	-0.0904** (0.0393)				
Demcracy (2)					1.461*** (0.0266)	0.133*** (0.0154)	0.684*** (0.0878)	-0.0337 (0.0268)
Constant	7.474*** (0.0819)	7.777*** (0.0558)	7.388*** (0.275)	7.673*** (0.0840)	7.563*** (0.0767)	7.735*** (0.0539)	7.452*** (0.291)	7.630*** (0.0832)
Observations	4,851	4,851	4,851	4,851	4,851	4,851	4,851	4,851
R-squared	0.264	0.933	0.229	0.938	0.435	0.933	0.237	0.938
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE		YES		YES		YES		YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.20: Reell produksjon på demokrati, 1977 – 2014 (balansert)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	FE	WLS	WLS FE	OLS	FE	WLS	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc
Demcracy (1)	0.717*** (0.0388)	-0.0978*** (0.0172)	0.549*** (0.0815)	-0.131*** (0.0410)				
Demcracy (2)					1.386*** (0.0314)	0.102*** (0.0147)	0.668*** (0.0980)	-0.0713*** (0.0247)
Constant	8.175*** (0.0999)	8.331*** (0.0431)	7.804*** (0.293)	8.100*** (0.130)	8.037*** (0.0950)	8.275*** (0.0397)	7.772*** (0.298)	8.046*** (0.135)
Observations	4,539	4,539	4,539	4,539	4,539	4,539	4,539	4,539
R-squared	0.107	0.945	0.163	0.949	0.306	0.945	0.195	0.948
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE		YES		YES		YES		YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 4.21: Reell produksjon på demokrati, 1991 – 2014 (balansert)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	FE	WLS	WLS FE	OLS	FE	WLS	WLS FE
VARIABLES	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc	ln_rgdp_pc
Demcracy (1)	0.473*** (0.0472)	-0.0207 (0.0240)	0.407*** (0.0820)	0.0720 (0.0516)				
Demcracy (2)					1.310*** (0.0367)	0.0480*** (0.0161)	0.628*** (0.109)	-0.0267 (0.0275)
Constant	8.271*** (0.103)	8.463*** (0.0479)	8.033*** (0.265)	8.189*** (0.0989)	8.120*** (0.0890)	8.427*** (0.0423)	7.992*** (0.288)	8.267*** (0.0899)
Observations	3,270	3,270	3,270	3,270	3,270	3,270	3,270	3,270
R-squared	0.068	0.959	0.116	0.962	0.294	0.959	0.169	0.962
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE		YES		YES		YES		YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4.5.1 OPTIMALT TIDSROM FOR ANALYSEN

I tabellene 4.14 – 4.17 benyttes hele datasettet uavhengig av initialperioden til de forskjellige landene. Dette kan vi eksempelvis se i antall observasjoner, som reduseres jo nærmere 2014 vi setter t_0 . Ser vi på spesifikasjon (1) i 4.14 til 4.17 kan vi se at effekten av dette gir en svekkelse av demokrati på vekst, når vi benytter oss av DEM_1 som cut-off. I (5) kan vi se tilsvarende effekt når vi benytter DEM_2 som cut-off. Vi observerer her ikke den samme tendensen som i (1), da vi her har en økning fra tabell 4.14 til 4.15, så en reduksjon fra dette når vi går over til 4.16, med en ytterligere reduksjon fra 4.16 til 4.17. Ett element som og bør bemerkes er at det i disse tabellene kun er tabell 4.14 som har signifikante estimater på

samtligte interessevariabler. Jeg tolker dette dit hen at det er i perioden 1977 – 2014 hvor vi har ett tilstrekkelig antall perioder, og ett tilstrekkelig antall land, som kilde til variasjon for å gi oss signifikante estimater uavhengig av spesifisering.

Ettersom et ubalansert panel kan produsere forventningskjevne resultater som følge av endogene seleksjonseffekter i utvalget, har jeg som foreslått i Easterly (2011, s. 17) også undersøkt resultater fra balansert panel, dette som ett begrensete del-sett av datasettet. Disse estimeringer kan presenteres i tabellene 4.18 til 4.21. I motsetning til estimeringene i tabell 5.13 – 5.16 ser vi her at vi har flest observasjoner i perioden 1960 – 2014. Dette kommer som en følge av at vi i ett balansert datasett har at antall observasjoner er gitt ved $T \times N$, og at det av de utvalgte periodene er i tidsrommet 1960 til 2014 hvor vi har den kombinasjonen av antall land og år som gir høyest antall observasjoner. Ser vi allikevel på perioden 1977 – 2014 ser vi at det her er flere signifikante estimeringer enn for perioden 1960 til 2014. Årsaken til dette skyldes trolig at vi i perioden 1960 - 2014 har færre grupper med land enn det vi har i perioden 1977-2014, noe som gjør at variasjonen mellom land er lavere for perioden 1960 - 2014 enn den er for perioden 1977 - 2014.

Da vi trenger variasjon mellom land for å kunne si noe om effektene vi ønsker å måle, ønsker vi å benytte ubalanserte data da dette vil inkludere flest mulig land med flest mulig perioder. For å sikre oss mot endogene seleksjonseffekter i estimeringen vil jeg derfor benytte meg av perioder hvor estimatorene i den ubalanserte estimeringen er mest mulig like estimatorene i den balanserte estimeringen. Som vi ser er dette perioden 1991-2014, men da vi også ønsker å få med oss perioder før den kalde krigen avslutning, da dette vil gi en god kilde til variasjon i demokrati-indikatoren, anser jeg det derfor som lite gunstig å kun benytte data for denne perioden. Sett bort i fra denne perioden ser vi også at avviket mellom antall observasjoner i de ubalanserte og de balanserte estimeringene er lavest for perioden 1977 – 2014. Denne perioden innehar data for 14 år før avslutningen av den kalde krigen i 1991, og for 23 år etter, og det er også en svært interessant periode som omfatter svært store strukturelle samfunnsendringer i store deler av verden, og spesielt i Asia.

Gitt at vi har observasjoner på det vi ønsker å måle for denne perioden vil jeg derfor etterstrebe å benytte meg av data som ligger nært dette observasjonsvinduet, og estimere med ett ubalansert panel, noe jeg mener vil gi de beste mulighetene til å kunne si noe kausalt om forskjellen mellom land over tid.

4.6 SANNSYNLIGHET FOR DEMOKRATI

Jeg ønsker videre å se hvordan utvalgte variabler påvirker sannsynligheten for at landet er demokratisk ved de to demokrati indikatorene. Dette kan vi finne ut av hvis vi snur på argumentet og setter demokrati-dummy som binær avhengig variabel. Da gir koeffisientene

Autokrati vs. Demokrati

ved de uavhengige variablene oss endringen i sannsynligheten for at landet er demokratisk når disse endres med en enhet.

$$P(DEM_j = 1 | \mathbf{X}_{it}) = \alpha + \mathbf{X}_{it}\beta_k \quad (4.3)$$

Tabell 4.22: DEM_1 som avhengig variabel, 1977 - 2014

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	WLS	WLS	WLS	WLS	WLS FE	WLS FE	WLS
VARIABLES	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1
ln_rgdpo_pc	0.1053*** (0.0056)	0.1126*** (0.0166)	0.1132*** (0.0147)	0.0778*** (0.0099)	0.0776*** (0.0099)	0.0096 (0.0185)	-0.0976*** (0.0324)	0.0364*** (0.0100)
D_china				-0.7471*** (0.0223)	-0.7470*** (0.0226)	-0.6763*** (0.0659)	-0.7116*** (0.0645)	-0.8162*** (0.0258)
postcw	0.2354*** (0.0141)	0.1082** (0.0540)	0.1338 (0.2238)	0.1048*** (0.0273)	0.1361 (0.1193)	0.1638*** (0.0193)	0.3997*** (0.0795)	0.2043** (0.1031)
Africa								-0.3168*** (0.0351)
Asia								-0.0415 (0.0261)
Europe								0.0226 (0.0153)
Middle East								-0.4855*** (0.0376)
Oceania								0.0577*** (0.0179)
Constant	-0.4724*** (0.0473)	-0.4371*** (0.1603)	-0.4899** (0.2036)	0.0324 (0.0993)	-0.0139 (0.1423)	0.4854*** (0.1639)	1.2891*** (0.2756)	0.4108*** (0.1354)
Observations	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963
R-squared	0.141	0.089	0.091	0.491	0.493	0.778	0.786	0.567
Pop-Weight		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE			YES		YES		YES	YES
Region FE								YES
Country FE						YES	YES	

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.23: DEM_2 som avhengig variabel, 1977 - 2014

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	WLS	WLS	WLS	WLS	WLS FE	WLS FE	WLS
VARIABLES	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2
ln_rgdpo_pc	0.2046*** (0.0047)	0.1410*** (0.0191)	0.1454*** (0.0181)	0.1152*** (0.0154)	0.1191*** (0.0152)	0.0171 (0.0118)	-0.0470*** (0.0156)	0.1075*** (0.0122)
D_china				-0.5522*** (0.0287)	-0.5517*** (0.0285)	-0.2574*** (0.0687)	-0.2784*** (0.0669)	-0.7270*** (0.0334)
postcw	0.0530*** (0.0121)	-0.0091 (0.0549)	-0.0735 (0.2225)	-0.0117 (0.0380)	-0.0718 (0.1525)	0.0977*** (0.0136)	0.2113*** (0.0556)	-0.0340 (0.1107)
Africa								-0.4216*** (0.0394)
Asia								0.1133*** (0.0355)
Europe								-0.0642** (0.0325)
Middle East								-0.5257*** (0.0359)
Oceania								0.1453*** (0.0220)
Constant	-1.4493*** (0.0379)	-0.7397*** (0.1797)	-0.7742*** (0.2206)	-0.3927*** (0.1478)	-0.4226** (0.1787)	0.0496 (0.1185)	0.5482*** (0.1472)	-0.2788* (0.1441)
Observations	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963	4,963
R-squared	0.292	0.100	0.103	0.312	0.315	0.820	0.823	0.471
Pop-Weight		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE			YES		YES		YES	YES
Region FE								YES
Country FE						YES	YES	

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Av variablene i modellen som muligens ikke er selvforklarende, er *postcw* (post cold war) dummy-variabelen som er lik 1 i perioden 1991 → T. Denne indikatorvariabelen vil dermed gi oss effekten avslutningen av den kalde krigen og Sovjetunionens oppløsning hadde på sannsynligheten for demokrati. Videre er *D_china* dummy-variabel for Kina, og *ln_rgdpo_pc* er som vanlig logaritmen av reell produksjon per capita. Spesifikasjon (1) til (3) viser at en én prosents økning i produktiviteten gir en økt sannsynlighet for at landet er demokratisk, og at denne effekten er sterkest når vi benytter DEM_2 som indikator for demokrati. Videre observerer vi i (2) at når jeg vekter på befolkning blir *postcw*-dummen ikke signifikant, og det samme er gjeldende i (3) hvor jeg og har kontrollert for trender ved tidsdummyer. Fra (2) og (3) ser vi at å kontrollere for tidsspesifikke effekter ikke har gitt noen stor påvirkning gitt at vi ikke inkluderer nasjons-dummer slik som i (7). Går vi videre til (4) og (5) og sammenligner med (2) og (3) kan vi se hvordan Kinas påvirkning er når vi ikke inkluderer dummy variable for de andre landene, vi observerer at når vi kun inkluderer dummy for Kina alene, og ingen

andre land gjør dette at en ett prosents økning i produktivitsvekstens nå gir en lavere sannsynligheten for at et land er demokratisk enn det vi så i (2) og (3). Dette fordi Kinas som et autokratisk land trekke opp den gjennomsnittlige autokratiske veksten slik at den komparative demokratiske veksten i demokratiene blir svakere. Videre kan vi se på (6) opp imot (7), som illustrerer hvor viktig det er å inkludere tidsdummyer ved en FE-estimering, ettersom vi i (6) har mistet all signifikans fra vekstvariabelen. Dette kommer av at det i (6) ikke kontrolleres for trender, som gjør at vi ikke har noe sammenligningsgrunnlag for landets produktivitsvekst, og dermed ikke har mulighet til å definere om denne har vært over eller under trend.

FE-estimeringen i (7) er interessant, da dette er den spesifikasjonen jeg antar gir det mest korrekte estimatet på både effekten av vekst i realproduktivitet og effekten av *postcw*. Dette som følge av at jeg her har kontrollert for både trend- og nasjonsspesifikke påvirkninger på variablene. Vi observerer at den negative effekten er sterkest ved DEM_1 -definisjonen av demokrati, og dette kan indiker at land med sterkeste veksten ikke er demokratier, slik som jeg har og har antatt tidligere, men og at økonomisk vekst i demokratiske land som har svakere demokratiske institusjoner (gitt ved DEM_1) har en svakere vekst enn land med sterkere demokratiske institusjoner (gitt ved DEM_2). Som diskutert tidligere antar jeg at dette skyldes at land med sterk vekst går fra autokrati til demokrati når denne veksten begynner å avta ettersom befolkningen i rikere land har kapasitet og større evne til å stille krav til myndighetene. Når denne overgangsfasen er ferdigstilt og landet blir demokratiske ved DEM_2 -definisjonen er mange andre institusjoner som sikrer utdanning og velferd på plass, og dette gir grobunn til innovasjoner og en mer markedsliberalistisk holdning, noe som dermed fører til at veksten trolig tar seg opp igjen, slik at vekstens effekt på sannsynligheten for at landet er demokratisk er mindre negativ sammenlignet med DEM_1 . Disse antagelsene finner hold i at koeffisienten på *postcw* også er vesentlig større i tabell 4.22 enn den er i tabell 4.23, ettersom oppløsningen av Sovjetunionen førte til en økning i demokratiske land, men da tilsynelatende demokratier definert ved DEM_1 -definisjonen. Dette gir indikasjon på at DEM_1 omfatter mange «unge» demokratiske stater uten veletablerte historiske demokratiske institusjoner.

Da jeg også ønsker å se hvordan de forskjellige politiske verdensregionene påvirker sannsynligheten for at ett land er demokratisk har jeg inkludert dummy-variabler for disse i (8). Jeg kan da ikke inkludere nasjons-dummyer med regions-dummyene ettersom disse har perfekt multikollinearitet med regions-dummyene. For øvrig er her Nord- og Sør-Amerika sett under ett og satt som baseregion. Ser vi på (8) i tabell 4.22 og 4.23 ser vi at det er store forskjeller i estimatoren på produksjon, og at DEM_2 i (8) økning i produktivitet også her er vesentlig sterkere enn tilsvarende for DEM_1 .

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.24: Sannsynlighet for demokrati ved DEM_1 på produktivitetsvekst, 1970-2014

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	WLS	PROBIT	LOGIT	OLS	WLS	PROBIT	LOGIT
	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1	dem_d1
rgdpo_pc_grw	0.0704 (0.0792)	-0.9192*** (0.3189)	-0.0479 (0.1937)	-0.0774 (0.3158)	0.1489** (0.0662)	-0.1430 (0.2428)	0.4951** (0.2187)	0.8200** (0.3617)
Post coldwar era (1991 - dd.)	0.4172*** (0.0568)	0.2831 (0.2164)	1.1632*** (0.1382)	1.8900*** (0.2311)				
Africa					-0.4115*** (0.0183)	-0.3848*** (0.0305)	-1.1354*** (0.1786)	-1.8331*** (0.3044)
Asia					-0.3212*** (0.0214)	-0.4174*** (0.0449)	-0.9601*** (0.2470)	-1.5533*** (0.4081)
Europe					0.0662*** (0.0153)	0.0341** (0.0173)	0.3738* (0.2257)	0.7537* (0.4292)
Middle East					-0.6148*** (0.0204)	-0.5143*** (0.0393)	-1.6730*** (0.2898)	-2.7261*** (0.4992)
Oceania					0.0623** (0.0305)	0.0794*** (0.0160)	0.4633 (0.4565)	0.9985 (0.9108)
Constant	0.3458*** (0.0440)	0.4365*** (0.1555)	-0.4373*** (0.1220)	-0.7043*** (0.1998)	0.8388*** (0.0127)	0.9130*** (0.0167)	0.9446*** (0.1301)	1.5252*** (0.2334)
Observations	4,940	4,940	4,940	4,940	4,940	4,940	4,940	4,940
R-squared	0.079	0.045			0.257	0.162		
Year FE	YES	YES	YES	YES	NO	NO	NO	NO
Region FE					YES	YES	YES	YES
Number of country			141	141			141	141

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 4.25: Sannsynlighet for demokrati ved DEM_1 på produktivitetsvekst, 1970-2014

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	WLS	PROBIT	LOGIT	OLS	WLS	PROBIT	LOGIT
	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2	dem_d2
rgdpo_pc_grw	0.1098* (0.0602)	-0.5502** (0.2599)	-0.1059 (0.0945)	-0.1619 (0.1532)	0.0948** (0.0413)	-0.1892 (0.2295)	0.3823** (0.1849)	0.7647** (0.3729)
Post coldwar era (1991 - dd.)	0.1708*** (0.0592)	0.1069 (0.2136)	0.5126*** (0.1270)	0.8367*** (0.2101)	-0.4493*** (0.0191)			
Africa					-0.3086*** (0.0228)	-0.6532*** (0.0282)	-1.4104*** (0.2601)	-2.4177*** (0.4698)
Asia					0.2635*** (0.0208)	-0.3353*** (0.0483)	-0.9181*** (0.2983)	-1.5080*** (0.5032)
Europe					-0.5187*** (0.0187)	-0.0320 (0.0359)	0.6286** (0.2632)	1.0328** (0.4397)
Middle East					0.1963*** (0.0438)	-0.6334*** (0.0354)	-2.0052*** (0.3291)	-3.6864*** (0.6939)
Oceania						0.2125*** (0.0251)	0.5554 (0.6586)	0.9327 (1.1107)
Constant	0.2771*** (0.0415)	0.4042*** (0.1556)	-0.6400*** (0.1243)	-1.0387*** (0.2094)	0.5565*** (0.0172)	0.7653*** (0.0249)	0.1375 (0.1757)	0.2151 (0.2815)
Observations	4,940	4,940	4,940	4,940	4,940	4,940	4,940	4,940
R-squared	0.021	0.012			0.390	0.174		
Year FE	YES	YES	YES	YES	NO	NO	NO	NO
Region FE					YES	YES	YES	YES
Number of country			141	141			141	141

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

I tabell 4.24 og 4.25 ser jeg på hvordan den økonomiske veksten påvirker sannsynligheten demokrati ved hhv. DEM_1 og DEM_2 indikatorene. Da jeg her ikke inkluderer variabel på logaritmisk form kan jeg også kjøre Probit og Logit estimeringer for de samme variablene for å sjekke om disse er konsistente med fortegnet på OLS estimeringen. Til forskjell fra spesifiseringen i (4.3) vil vi i spesifiseringen til Probit og Logit ha at:

$$P(DEM_j = 1 | \mathbf{X}_{it}) = G(\alpha + \mathbf{X}_{it}\beta_k) \quad (4.4)$$

Hvor G er en funksjon med verdier mellom 0 og 1: $0 < G(z) < 1$. Som dermed vil sikre at den estimerte respons-sannsynligheten også er mellom 0 og 1. I Logit modellen vil G spesifiseres ved den logistiske funksjonen:

$$G(z) = \frac{\exp(z)}{[1 + \exp(z)]} = \Lambda(z) \quad (4.5)$$

Som vil være mellom null og én for alle reelle tall $(\alpha + \mathbf{X}_{it}\beta_k)$, som er den kumulative distribusjonsfunksjonen (cdf) for en standard logistisk stokastisk variabel. I Probit modellen er G standard normal cdf, som uttrykkes ved integralet:

$$G(z) = \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^z \phi(v) dv \quad (4.6)$$

Hvor $\phi(z)$ er standard normaltetthet

$$\phi(z) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-z^2/2) \quad (4.7)$$

Dette valget av G sikrer igjen at (4.4) er strengt mellom null og én for alle verdier av parametrene og x_j . G -funksjonene i (4.5) og (4.6) er begge økende funksjoner, hvor hver øker raskere ved $z = 0$, $G(z) \rightarrow 0$, når $z \rightarrow \infty$ (Wooldridge, 2016, kap. 17).

Vi kan da tolke koeffisienten ved en Probit og Logit-modell som signal på den delvis effekten av variablene x_j på respons sannsynligheter, og dette er statistisk signifikant hvis vi kan forkaste $H_0: \beta_k = 0$ ved tilstrekkelig små signifikans nivå. Vi ser av tabell 4.24 og 4.25 at dette ikke er tilfellet ved vekstvariabelen i (2) og (3), men vi kan observere at *postcw* er signifikant og med positivt fortegn i begge tabeller. Dette gir oss støtte i antagelsen om at avslutningen av den kalde krigen ga en økning i antall demokratier, og at vi ser også her vesentlig høyere estimatorer ved DEM_1 -definisjonen av demokrati som gir ytterligere støtte til min antagelse

om at DEM_1 omfatter yngre demokratiske stater, som en tommelfinger regel kan vi dividere Logit. Ser vi videre på (4), (5) og (6) i tabell 4.24 og 4.25 kan vi og se hvordan koeffisienten på produktivitetsvekst variablene nå ikke lengre er konsistent, da vi har avvikende fortegn fra spesifikasjonen i (4), som er negativ. Vil dermed ikke gå videre med noen kausal tolkning av denne.

4.7 INKLUDERING AV KONTROLLVARIABLER

For å forsøke å kunne si noe kausalt er det viktig at vi inkluderer variabler som påvirker både avhengig og uavhengig variabler i analysen, hvis ikke står vi i fare for å få utelatt-variabelskjevhet i OLS-estimatorene, vi må også være forsiktige så vi ikke overspesifiserer modellen, noe som vil gi oss for lite variasjon i de variablene vi faktisk ønsker å måle. Videre må vi og påse at vi faktisk sammenligner «epler med epler», og baserer estimeringene på de samme periodene, slik at det faktisk går an å sammenligne de forskjellige estimeringene. Da jeg her også inkluderer kontrollvariabler fra ett annet datasett, og da disse innehar færre observasjoner enn det jeg har hatt tilgjengelig i de foregående estimeringen vil jeg her, for å kunne si noe komparativt mellom disse, begrense observasjons perioden 1970 – 1997, da dette er det største handlingsrommet jeg har tilgjengelig for enkelte variabler som nå blir inkludert.

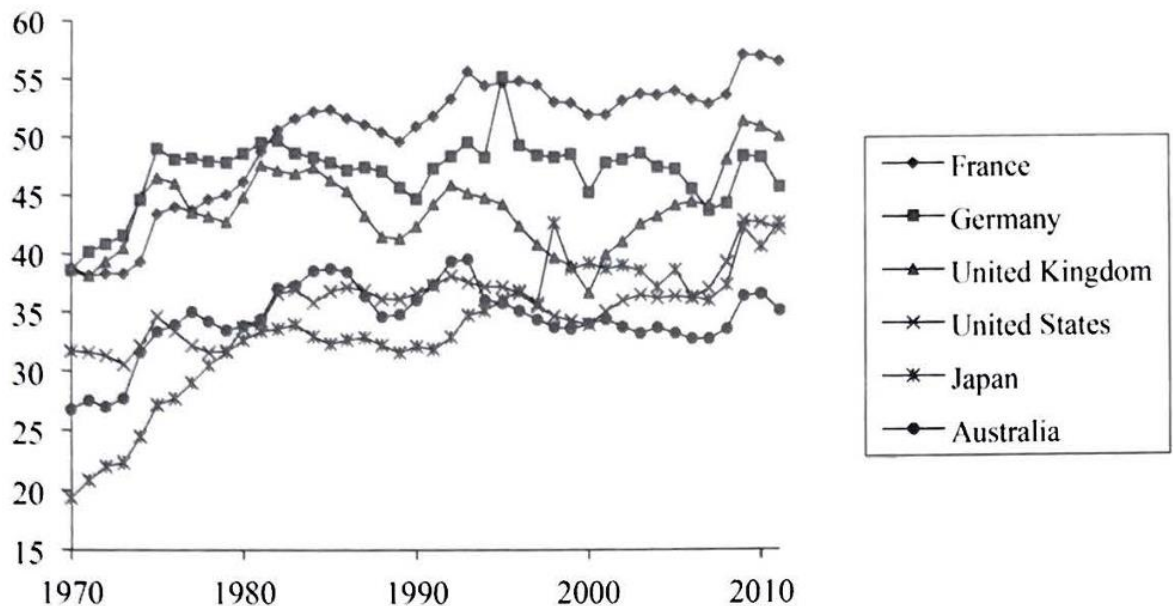
4.7.1 VALG AV KONTROLLVARIABLER¹²

<i>ln_hc</i>	Log av humankapitalindeks. Basert på antall år med utdanning, og avkastningen av utdanningen
<i>cs_h_i</i>	Rapporterer andelen av reell produksjon per innbygger som er gitt ved investering, ved nåværende PPP. (Tillater sammenligning av produksjonskapasitet på tvers av land og over tid.)
<i>cs_h_g</i>	Andel av offentlig konsum ved nåværende PPP
<i>ln_emp_pop</i>	Log av sysselsatt andel av befolkningen
<i>postcw</i>	Dummy for perioden etter avslutning av den kalde krigen, hhv. 1991 - T
<i>BIRTHRAT</i>	Omtrentlig fødselsrate (per 1000 innbygger) (1960 – 2005)
<i>LIFEXPT</i>	Totalt forventet levealder ved fødsel, (antall år) (1960 – 2005)

¹² *BIRTHRAT*, *LIFEXPT* og *MORTINFT* er hentet fra datasettet «Nations, Development, and Democracy, 1800-2005 (ICPSR 20440)», utarbeidet av Barbara Wejnert, og har vesentlig færre observasjoner og går kun frem til 2005. For å kunne sammenligne estimeringer med og uten disse vil jeg fra nå av fo disse med De resterende er hentet eller utarbeidet fra Penn World Tables. Påfølgende regresjoner rapporteres uten t-verdi for å spare plass, signifikansnivå kan allikevel enkelt leses ved stjernemerkingen ved estimatorene.

Min ambisjon med disse kontrollvariablene er at jeg får eliminert noe av kausalitetsutfordringene som tidligere har vært diskutert, og at dette kan veier opp for reduksjonen i antall observasjoner, det vil uansett være av interesse å se hvilke påvirkninger disse gir når de inkluderes. Variabler som høy grad av human kapital, vil være korrelert med høyinntektsland og økonomisk vekst på lang sikt, og som diskutert i Solow-Modellen har også investering i kapital store effekt på vekst. Vekst i sysselsetting som andel av befolkningen blir også nå inkludert. Som nevnt vil land i Steady-State, gitt konstant TFP og investeringsandel ha at veksten er lik vekst i sysselsetting, som er årsaken til at denne variabelen inkluderes.

Figur 4.7: Totale offentlige utgifter i prosent av BNP, 1970 - 2011¹³



Da det og for i-land har vært observert en stadig økning i offentlige utgifter som andel av BNP, har jeg også inkludert kontroll for offentlige utgifter som andel av BNP.

¹³ Illustrasjon hentet fra Hindriks og Myles (2013, s. 91)

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.26: Deskriptiv statistikk over valgte kontrollvariabler, 1950-2014

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
hc	6.571	2,055435	,715367	1,007038	3,734285
csh_i	7.185	,2053	,1048161	-,0863305	,8890132
csh_g	7.185	,1888466	,1009815	,0166282	1,776435
emp_pop	6.672	,3798503	,0929414	,1189133	,7590191
BIRTHRAT	2.730	24,78319	12,85445	7,7	57,2
LIFEEXPT	2.035	63,93768	12,11084	31,22	81,8

Tabell 4.27: Deskriptiv statistikk over valgte kontrollvariabler vektet på befolkning, 1950-2014

Variable	Obs	Weight	Mean	Std. Dev.	Min	Max
hc	6.571	265238,73	2,032251	,6848042	1,007038	3,734285
csh_i	7.185	267914,454	,2172973	,0905735	-,0863305	,8890132
csh_g	7.185	267914,454	,1690103	,0712603	,0166282	1,776435
emp_pop	6.672	266677,26	,4195607	,0916197	,1189133	,7590191
BIRTHRAT	2.665	123622,47	23,32121	9,959964	7,7	57,2
LIFEEXPT	1.999	80614,1121	65,38957	9,96238	31,22	81,8

Tabell 4.28: Deskriptiv statistikk over valgte kontrollvariabler, 1977-2014

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
hc	4.484	2,210883	,7146156	1,012166	3,734285
csh_i	5.016	,2097863	,1005399	-,0863305	,8890132
csh_g	5.016	,1947477	,0996595	,0166282	1,776435
emp_pop	4.935	,3844739	,0946591	,1189133	,7590191
BIRTHRAT	1.949	23,54154	12,65224	7,7	57,2
LIFEEXPT	1.586	65,45122	11,65723	31,22	81,8

Tabell 4.29: Deskriptiv statistikk over valgte kontrollvariabler vektet på befolkning, 1977-2014

Variable	Obs	Weight	Mean	Std. Dev.	Min	Max
hc	4.484	197365,14	2,162717	,6564348	1,012166	3,734285
csh_i	5.016	199667,381	,2302541	,0888359	-,0863305	,8890132
csh_g	5.016	199667,381	,1724784	,0701994	,0166282	1,776435
emp_pop	4.935	199463,232	,4311777	,0962387	,1189133	,7590191
BIRTHRAT	1.938	93395,4954	21,83549	9,311904	7,7	57,2
LIFEEXPT	1.580	62175,3605	67,07434	8,882863	31,22	81,8

Autokrati vs. Demokrati

Selv om det i flere artikler (som i bl.a. Barro, 1996 og Almeida et. Al, 2002) er vanlig å kontrollere for utdanning, investering, og rettsvesen, slik som jeg også delvis har gjort her, vil det allikevel, som påpekt av Torvik (2018), være slik at dette nødvendigvis ikke er den beste fremgangsmåten, ettersom demokrati vil stimulere nettopp slike institusjoner. For å forsøke å unngå denne endogene effekten kjører jeg også regresjoner hvor jeg benytter følgende kontrollvariabler.¹⁴

<i>OCCUPAT</i>	Dummy variabel for okkupasjon av en fremmed statsmakt
<i>SH_MED_1</i>	Leger per 1000 innbygger, interpolert
<i>TVTOTAL</i>	TVer per 1000 innbygger, interpolert
<i>URB5T01</i>	Grad av urbanisering, på skala fra 0 – 100.
<i>emp_pop_grw</i>	Vekstraten av andelen sysselsatt
<i>l5.ln_rgdpo_pc</i>	5-årig lag-variabel av log reell produksjon per innbygger

Disse variablene vil endres over tid og antas å korrelere med ett lands velstand, kultur og historie, og dermed også landets økonomiske vekst. I tillegg inkluderes 5-årig lag-variabel for å fange opp uobservert endogenitet men de er forhåpentligvis ikke endogent gitt av hva slags type politiske institusjoner landet har, slik at vi forhåpentligvis kan se de rene effektene av de politiske institusjoner på vekst. Det beste vi kan håpe på er at denne påvirkningen er såpass svak at det ikke forstyrrer effekten av de politiske institusjonenes effekt på økonomien. Uansett vil det allikevel være interessant å se om disse gir tilsvarende eller forskjeller i estimatoren på demokrati, og hvis dette er tilfellet kan jeg forsøke å si noe om hvorfor dette er tilfellet. Grunnet begrensninger i antall kontrollvariabler har vi også her kun observasjoner fra 1970 til 1997.

Tabell 4.30: Deskriptiv statistikk, alternative kontrollvariabler, 1970 - 1997

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
BX_KLT_D	2.677	1,165869	2,091514	-25,78	19,75
SH_MED_1	2.772	1,006281	1,162044	,01	9,86
TVTOTAL	3.190	,1430313	,2104131	0	4,85
URB5T01	3.223	46,83573	25,17181	0	100

¹⁴ Disse er hentet fra datasettet til Wejnert (2007)

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.31: Deskriptiv statistikk, alternative kontrollvariabler vektet på befolkning, 1970 - 1997

Variable	Obs	Weight	Mean	Std. Dev.	Min	Max
BX_KLT_D	2.676	107412,669	,9608304	1,595166	-25,78	19,75
SH_MED_1	2.752	98439,3698	,9764637	,8796934	,01	9,86
TVTOTAL	3.170	116206,787	,1506571	,2049759	0	1,2
URB5TO1	3.203	116286,02	39,65305	23,39308	0	100

4.8 ESTIMERING AV REELL PRODUKTIVITET PER CAPITA PÅ DEMOKRATI

For at vi skal kunne se hvordan inkluderingen av disse variabelen påvirker interessevariabelen, har jeg i tabell 4.30 og 4.31 estimert regresjoner uten andre kontrollvariabler enn tids-dummys for de samme periodene som vi jeg vil benytte i estimeringen med kontrollvariablene. Etersom variablene for «Life expectancy at birth» og «Birth Rate» kommer fra til Wejnert (2007), og disse innehar har færre observasjoner enn det vi har fra PWT og Polity datasettene, vil jeg, for å maksimere antall observasjoner tilgjengelig gitt samme initialperiode, her operere med to observasjonsperioder. Disse er da 1970 – 1997, for estimeringer med variabler fra Wejnert-datasettet, og 1970 – 2014 for estimeringer kun gjort med variabler fra PWT og Polity IV.

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.32: Ubalansert OLS-estimering av log reell produksjon per capita på demokrati, 1970 - T

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	WLS	OLS	WLS	OLS	WLS	OLS	WLS
T	ln_rgdpo_pc 1997	ln_rgdpo_pc 1997	ln_rgdpo_pc 1997	ln_rgdpo_pc 1997	ln_rgdpo_pc 2014	ln_rgdpo_pc 2014	ln_rgdpo_pc 2014	ln_rgdpo_pc 2014
Demcracy (1)	0.9482*** (0.0378)	0.8193*** (0.1117)			0.7405*** (0.0324)	0.5890*** (0.0761)		
Demcracy (2)			1.3640*** (0.0342)	0.7986*** (0.1363)			1.3419*** (0.0270)	0.7129*** (0.0922)
Constant	7.8024*** (0.0956)	7.5571*** (0.2838)	7.8450*** (0.0854)	7.6283*** (0.2960)	7.8948*** (0.0955)	7.6693*** (0.2852)	7.8511*** (0.0850)	7.6634*** (0.2947)
Observations	3,409	3,409	3,409	3,409	5,754	5,754	5,754	5,754
R-squared	0.153	0.144	0.278	0.135	0.128	0.180	0.309	0.213
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 4.33: Balansert OLS-estimering av log reell produksjon per capita på demokrati, 1970 - T

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	WLS	OLS	WLS	OLS	WLS	OLS	WLS
T	ln_rgdpo_pc 1997	ln_rgdpo_pc 1997	ln_rgdpo_pc 1997	ln_rgdpo_pc 1997	ln_rgdpo_pc 2014	ln_rgdpo_pc 2014	ln_rgdpo_pc 2014	ln_rgdpo_pc 2014
Demcracy (1)	0.9351*** (0.0401)	0.8037*** (0.1152)			0.7599*** (0.0362)	0.5935*** (0.0801)		
Demcracy (2)			1.3380*** (0.0360)	0.7597*** (0.1376)			1.3330*** (0.0298)	0.6578*** (0.0933)
Constant	7.8083*** (0.0958)	7.5646*** (0.2840)	7.8522*** (0.0855)	7.6442*** (0.2957)	7.8861*** (0.0958)	7.6671*** (0.2854)	7.8536*** (0.0852)	7.6861*** (0.2946)
Observations	3,102	3,102	3,102	3,102	5,009	5,009	5,009	5,009
R-squared	0.150	0.140	0.273	0.125	0.126	0.183	0.298	0.202
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.34: Log av reell produksjon per capita på DEM₁ med kontrollvariabler, 1970 – 1997

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	OLS	WLS	FE	WLS FE	OLS	WLS	FE	WLS FE	Region-FE	WLS Region-FE	Region-FE	WLS Region-FE
VARIABLES	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc
Demcracy (1)	-0.0882** (0.0355)	0.0223 (0.0440)	0.0303 (0.0185)	-0.0032 (0.0241)	-0.0117 (0.0550)	0.0900 (0.0721)	0.0675** (0.0293)	0.0736* (0.0442)	0.0907*** (0.0283)	0.1003*** (0.0250)	0.0774* (0.0438)	0.1614*** (0.0474)
ln(emp/pop)	-0.2000*** (0.0561)	-1.1058*** (0.0582)	0.5565*** (0.0890)	0.7368*** (0.1236)	-0.1492 (0.1128)	-0.7312*** (0.1157)	0.4792*** (0.1247)	0.6776*** (0.2016)	0.5280*** (0.0655)	-0.1259** (0.0521)	0.3249*** (0.1167)	-0.0326 (0.0991)
Log of human capital index	2.4110*** (0.0514)	3.1392*** (0.0777)	-0.4271*** (0.1477)	0.3365 (0.2053)	1.1839*** (0.1413)	3.1405*** (0.1770)	-0.4546* (0.2491)	0.6754* (0.3781)	2.3077*** (0.0621)	2.3706*** (0.0546)	1.2538*** (0.1253)	2.0017*** (0.1353)
Share of gross capital formation at current PPPs (investment)	3.5094*** (0.1705)	3.4818*** (0.1924)	0.3656** (0.1617)	2.0792*** (0.1820)	2.8195*** (0.3066)	3.2574*** (0.3250)	0.7677*** (0.2251)	2.2638*** (0.2804)	2.7453*** (0.1451)	4.0669*** (0.1448)	2.4614*** (0.2710)	3.8841*** (0.2619)
Share of government consumption at current PPPs	-1.0377*** (0.1746)	0.4404 (0.3686)	0.0116 (0.2990)	2.0501*** (0.2637)	-1.1453*** (0.2960)	0.0248 (0.5853)	0.4536 (0.3333)	1.8376*** (0.4275)	-1.3885*** (0.1798)	0.5404** (0.2687)	-1.4363*** (0.3195)	-0.0350 (0.4864)
Post coldwar era (1991 - dd.)	-0.2542** (0.0988)	-0.3075*** (0.1061)	0.4880*** (0.0609)	0.3803*** (0.0906)	-0.2795*** (0.0961)	-0.2630** (0.1236)	0.5179*** (0.0818)	0.4651*** (0.1124)	-0.3259*** (0.0861)	-0.2376*** (0.0726)	-0.4384*** (0.0878)	-0.2850*** (0.0850)
Birth rate, crude (per 1,000 people)					-0.0048 (0.0047)	0.0280*** (0.0068)	0.0139*** (0.0052)	0.0161*** (0.0049)			-0.0150*** (0.0049)	0.0069 (0.0047)
Life expectancy at birth, total (years)					0.0398*** (0.0073)	0.0272*** (0.0054)	0.0131** (0.0061)	-0.0006 (0.0084)			0.0353*** (0.0058)	0.0250*** (0.0054)
Africa									-0.0623 (0.0420)	-0.1680*** (0.0566)	0.3415*** (0.0754)	0.0329 (0.1123)
Asia									-0.4307*** (0.0346)	-0.8111*** (0.0379)	-0.4747*** (0.0585)	-0.7506*** (0.0588)
Europe									0.0194 (0.0307)	-0.2459*** (0.0386)	-0.0824 (0.0546)	-0.2380*** (0.0575)
Middle East									1.0903*** (0.0609)	0.1783*** (0.0489)	0.8879*** (0.0987)	0.2215*** (0.0791)
Oceania									-0.1362*** (0.0383)	-0.3512*** (0.0413)	-0.0828 (0.0531)	-0.3308*** (0.0648)
Constant	6.4372*** (0.1097)	4.6317*** (0.1226)	8.8268*** (0.1571)	8.0601*** (0.2165)	5.0366*** (0.4303)	2.5442*** (0.5072)	7.3180*** (0.5054)	7.2076*** (0.7379)	7.3398*** (0.1136)	6.2878*** (0.1004)	6.1249*** (0.3953)	4.8967*** (0.4394)
Observations	2,918	2,918	2,918	2,918	1,084	1,084	1,084	1,084	2,918	2,918	1,084	1,084
R-squared	0.681	0.845	0.959	0.975	0.773	0.902	0.968	0.984	0.782	0.914	0.841	0.945
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE			YES	YES			YES	YES			YES	YES
REGION FE									YES	YES	YES	YES

Robust standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.35: Log av reell produksjon per capita på DEM₂ med kontrollvariabler, 1970 – 1997

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	OLS	WLS	FE	WLS FE	OLS	WLS	FE	WLS FE	Region-FE	WLS Region-FE	Region-FE	WLS Region-FE
VARIABLES	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc
Demcracy (2)	0.1872*** (0.0338)	-0.0204 (0.0463)	0.0855*** (0.0171)	-0.0282 (0.0317)	0.2400*** (0.0498)	0.0541 (0.0706)	0.1030*** (0.0274)	0.0954** (0.0394)	0.2307*** (0.0269)	0.0912*** (0.0246)	0.2022*** (0.0374)	0.1761*** (0.0419)
ln(emp/pop)	-0.2101*** (0.0574)	-1.1371*** (0.0579)	0.5550*** (0.0877)	0.7226*** (0.1252)	-0.1564 (0.1145)	-0.7766*** (0.1092)	0.4751*** (0.1216)	0.7010*** (0.1973)	0.5144*** (0.0654)	-0.1645*** (0.0496)	0.3171*** (0.1174)	-0.0435 (0.0961)
Log of human capital index	2.1775*** (0.0499)	3.1600*** (0.0747)	-0.4093*** (0.1471)	0.3429* (0.2047)	1.0755*** (0.1394)	3.1889*** (0.1660)	-0.4090 (0.2503)	0.6504* (0.3734)	2.2228*** (0.0611)	2.3717*** (0.0553)	1.2386*** (0.1209)	2.0222*** (0.1273)
Share of gross capital formation at current PPPs (investment)	3.5455*** (0.1718)	3.5430*** (0.1957)	0.3801** (0.1603)	2.0692*** (0.1801)	2.8789*** (0.3026)	3.3502*** (0.3288)	0.7789*** (0.2241)	2.2759*** (0.2755)	2.7326*** (0.1442)	4.1035*** (0.1474)	2.4889*** (0.2698)	3.9669*** (0.2577)
Share of government consumption at current PPPs	-0.8475*** (0.1651)	0.4130 (0.3727)	-0.0001 (0.2986)	2.0626*** (0.2658)	-0.9437*** (0.2841)	0.0354 (0.6033)	0.4440 (0.3396)	1.8447*** (0.4460)	-1.3063*** (0.1779)	0.5941** (0.2737)	-1.3414*** (0.3190)	0.0940 (0.4906)
Post coldwar era (1991 - dd.)	-0.2307** (0.0979)	-0.3075*** (0.1071)	0.4747*** (0.0605)	0.3830*** (0.0908)	-0.2409** (0.0957)	-0.2551** (0.1276)	0.5120*** (0.0826)	0.4674*** (0.1124)	-0.3090*** (0.0849)	-0.2234*** (0.0724)	-0.4020*** (0.0879)	-0.2577*** (0.0842)
Birth rate, crude (per 1,000 people)					-0.0015 (0.0047)	0.0270*** (0.0068)	0.0142*** (0.0051)	0.0157*** (0.0047)			-0.0126** (0.0049)	0.0063 (0.0046)
Life expectancy at birth, total (years)					0.0392*** (0.0075)	0.0247*** (0.0052)	0.0127** (0.0060)	-0.0008 (0.0083)			0.0336*** (0.0058)	0.0221*** (0.0049)
Africa									-0.0551 (0.0411)	-0.1687*** (0.0573)	0.3085*** (0.0773)	0.0279 (0.1136)
Asia									-0.4168*** (0.0344)	-0.8233*** (0.0377)	-0.4586*** (0.0577)	-0.7725*** (0.0587)
Europe									-0.0195 (0.0299)	-0.2497*** (0.0383)	-0.0864 (0.0526)	-0.2340*** (0.0557)
Middle East									1.0910*** (0.0610)	0.1485*** (0.0485)	0.8847*** (0.1008)	0.2170*** (0.0779)
Oceania									-0.1778*** (0.0407)	-0.3634*** (0.0414)	-0.1046* (0.0547)	-0.3508*** (0.0633)
Constant	6.4039*** (0.1077)	4.6034*** (0.1267)	8.8278*** (0.1558)	8.0371*** (0.2215)	4.8803*** (0.4349)	2.6624*** (0.4991)	7.3370*** (0.5022)	7.3171*** (0.7366)	7.3333*** (0.1136)	6.2534*** (0.1020)	6.0957*** (0.3917)	5.0511*** (0.4162)
Observations	2,918	2,918	2,918	2,918	1,084	1,084	1,084	1,084	2,918	2,918	1,084	1,084
R-squared	0.684	0.845	0.959	0.975	0.778	0.901	0.968	0.984	0.786	0.914	0.844	0.946
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE			YES	YES			YES	YES			YES	YES
REGION FE									YES	YES	YES	YES

Robust standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.36: Log av reell produksjon per capita på DEM_j uten BIRTHRAT og LIFEEXPT, 1970 – 2014

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	OLS	WLS	FE	WLS FE	Region-FE	WLS Region-FE	OLS	WLS	FE	WLS FE	Region-FE	WLS Region-FE
VARIABLES	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc
Demcracy (1)	-0.1844*** (0.0285)	0.0403 (0.0284)	-0.0249 (0.0156)	-0.1039*** (0.0262)	0.0227 (0.0231)	0.1398*** (0.0208)						
Demcracy (2)							0.2101*** (0.0263)	0.0491 (0.0306)	0.1408*** (0.0122)	-0.0510*** (0.0188)	0.3326*** (0.0211)	0.1743*** (0.0192)
ln(emp/pop)	-0.0096 (0.0470)	-0.9718*** (0.0469)	0.4327*** (0.0550)	0.1604* (0.0884)	0.6191*** (0.0496)	0.0139 (0.0456)	-0.0336 (0.0482)	-0.9784*** (0.0474)	0.4578*** (0.0536)	0.1830** (0.0906)	0.6197*** (0.0491)	0.0130 (0.0449)
Log of human capital index	2.7571*** (0.0394)	3.4550*** (0.0508)	0.1031 (0.0877)	1.1192*** (0.1297)	2.4529*** (0.0452)	2.7032*** (0.0498)	2.4474*** (0.0393)	3.4504*** (0.0521)	0.0687 (0.0867)	1.0721*** (0.1307)	2.2775*** (0.0442)	2.6866*** (0.0500)
Share of gross capital formation at current PPPs (investment)	3.3435*** (0.1431)	2.2726*** (0.1314)	0.2946*** (0.0973)	2.3457*** (0.1276)	2.5861*** (0.1197)	2.9898*** (0.1123)	3.3883*** (0.1447)	2.2365*** (0.1249)	0.2907*** (0.0951)	2.3887*** (0.1276)	2.4887*** (0.1183)	2.8972*** (0.1084)
Share of government consumption at current PPPs	-1.1492*** (0.1481)	0.4685* (0.2624)	-0.1396 (0.1462)	1.2777*** (0.1957)	-1.4165*** (0.1458)	0.3817* (0.2304)	-0.9376*** (0.1421)	0.4901* (0.2615)	-0.1655 (0.1430)	1.2571*** (0.1980)	-1.3165*** (0.1427)	0.4450* (0.2289)
Post coldwar era (1991 - dd.)	-0.2053** (0.1038)	-0.1906** (0.0842)	0.9108*** (0.0624)	0.7563*** (0.0943)	-0.2265** (0.0914)	-0.1410* (0.0798)	-0.1765* (0.1034)	-0.1799** (0.0856)	0.8731*** (0.0614)	0.7547*** (0.0943)	-0.2116** (0.0897)	-0.1130 (0.0747)
Africa					-0.1825*** (0.0320)	-0.2986*** (0.0450)					-0.1191*** (0.0308)	-0.2604*** (0.0460)
Asia					-0.4093*** (0.0265)	-0.7312*** (0.0293)					-0.3391*** (0.0263)	-0.7355*** (0.0289)
Europe					0.1344*** (0.0233)	-0.1817*** (0.0321)					0.0951*** (0.0223)	-0.1744*** (0.0304)
Middle East					1.0129*** (0.0425)	0.3068*** (0.0398)					1.1237*** (0.0420)	0.3270*** (0.0392)
Oceania					-0.0406 (0.0339)	-0.2158*** (0.0438)					-0.0584* (0.0344)	-0.2343*** (0.0425)
Constant	6.5569*** (0.1056)	4.8389*** (0.1077)	8.4816*** (0.1047)	6.8876*** (0.1793)	7.4253*** (0.1000)	6.4326*** (0.1007)	6.4899*** (0.1030)	4.8373*** (0.1091)	8.5184*** (0.1025)	6.8989*** (0.1817)	7.3964*** (0.0991)	6.4407*** (0.1001)
Observations	5,006	5,006	5,006	5,006	5,006	5,006	5,006	5,006	5,006	5,006	5,006	5,006
R-squared	0.700	0.845	0.952	0.965	0.789	0.900	0.701	0.845	0.953	0.965	0.798	0.902
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE			YES	YES					YES	YES		YES
REGION FE					YES	YES					YES	YES

Robust standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

Tabell 4.37: Log av reell produksjon per capita på demokrati med alternative kontrollvariabler, 1970-1997

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	OLS	WLS	FE	WLS FE	Region-FE	WLS Region-FE	OLS	WLS	FE	WLS FE	Region-FE	WLS Region-FE
VARIABLES	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc	ln_rgdpo_pc
Demcracy (1)	0.0429*** (0.0121)	-0.0775*** (0.0219)	-0.00986 (0.0131)	0.00531 (0.0292)	0.0252** (0.0115)	-0.106*** (0.0214)						
Demcracy (2)							0.0484*** (0.0140)	-0.0778*** (0.0234)	-0.0281** (0.0120)	-0.0499** (0.0215)	0.0403*** (0.0134)	-0.106*** (0.0241)
5 year lag of ln of real GDP per captia (output-side)	0.937*** (0.0115)	0.921*** (0.0250)	0.682*** (0.0361)	0.828*** (0.0620)	0.928*** (0.0117)	0.949*** (0.0213)	0.935*** (0.0115)	0.914*** (0.0247)	0.683*** (0.0361)	0.826*** (0.0625)	0.926*** (0.0116)	0.938*** (0.0213)
Growth rate in share of population engaged	0.538*** (0.203)	0.849*** (0.308)	0.159 (0.127)	-0.188 (0.264)	0.498** (0.204)	0.545* (0.293)	0.563*** (0.202)	0.889*** (0.303)	0.155 (0.127)	-0.188 (0.261)	0.503** (0.202)	0.622** (0.287)
Occupation by foreign state	-0.402*** (0.0977)	-0.250*** (0.0438)	-0.338*** (0.102)	-0.290*** (0.0942)	-0.355*** (0.0967)	-0.0445 (0.0559)	-0.367*** (0.0968)	-0.319*** (0.0427)	-0.347*** (0.101)	-0.288*** (0.0899)	-0.332*** (0.0959)	-0.141*** (0.0539)
Foreign direct investment, net inflows (% of GDP)	0.0155*** (0.00508)	-0.0110 (0.0113)	0.00757* (0.00410)	-0.00282 (0.0107)	0.0144*** (0.00500)	-0.00880 (0.00988)	0.0154*** (0.00512)	-0.0105 (0.0116)	0.00770* (0.00410)	-0.00430 (0.0108)	0.0143*** (0.00505)	-0.00823 (0.0101)
Physicians per 1,000 people (interpolated)	0.0357*** (0.0105)	0.0319* (0.0179)	0.0503*** (0.0123)	-0.0261 (0.0255)	0.00445 (0.0134)	-0.0245* (0.0146)	0.0354*** (0.0106)	0.0361** (0.0178)	0.0530*** (0.0125)	-0.0236 (0.0259)	0.00411 (0.0134)	-0.0176 (0.0147)
TVs per capita (interpolated)	0.250*** (0.0489)	0.331*** (0.0654)	0.0864 (0.0563)	0.235*** (0.0681)	0.216*** (0.0502)	0.355*** (0.0742)	0.225*** (0.0485)	0.366*** (0.0710)	0.0874 (0.0558)	0.231*** (0.0679)	0.192*** (0.0497)	0.404*** (0.0826)
Urbanization (all)	-0.000179 (0.000340)	0.00146** (0.000665)	-0.00463*** (0.000847)	-0.00470*** (0.00144)	-4.33e-05 (0.000362)	0.000463 (0.000509)	-9.98e-05 (0.000346)	0.00145** (0.000684)	-0.00460*** (0.000825)	-0.00439*** (0.00134)	2.88e-05 (0.000363)	0.000526 (0.000512)
Africa					-0.0905*** (0.0163)	-0.271*** (0.0598)					-0.0921*** (0.0162)	-0.260*** (0.0602)
Asia					0.0542*** (0.0150)	-0.0189 (0.0237)					0.0572*** (0.0150)	-0.0119 (0.0240)
Europe					0.0928*** (0.0170)	0.0606*** (0.0163)					0.0877*** (0.0170)	0.0647*** (0.0189)
Middle East					0.0220 (0.0149)	-0.0110 (0.0186)					0.0229 (0.0146)	0.00150 (0.0185)
Oceania					0.0275* (0.0155)	0.0519** (0.0210)					0.0205 (0.0162)	0.0645*** (0.0240)
Constant	0.574*** (0.0825)	0.728*** (0.170)	2.669*** (0.283)	1.530*** (0.476)	0.670*** (0.0874)	0.614*** (0.165)	0.593*** (0.0839)	0.771*** (0.171)	2.652*** (0.282)	1.537*** (0.480)	0.689*** (0.0880)	0.668*** (0.167)
Observations	2,006	2,006	2,006	2,006	2,006	2,006	2,006	2,006	2,006	2,006	2,006	2,006
R-squared	0.967	0.973	0.983	0.982	0.969	0.976	0.967	0.973	0.983	0.983	0.969	0.975
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country FE			YES	YES					YES	YES		
REGION FE					YES	YES					YES	YES

Robust standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Autokrati vs. Demokrati

4.8.1 TOLKNING AV PRODUKTIVITETS-ESTIMERINGENE

Jeg starter her med å se på fellesnevnerne ved de forskjellige estimeringene, og startet med tabell 4.32 og 4.33. Her ser vi at alle koeffisientene på demokrati er positive og svært signifikante, som indikerer at uten kontroller er det demokratiene som er mest produktive. Videre ser vi også at koeffisientene ved den smalere DEM_2 -definisjonen er større ved DEM_1 -definisjonen for samtlige spesifikasjoner, vi observere også ett dropp i begge demokrati-indikatorens effekt på produktivitet når vi endrer sluttperioden fra 1997 til 2014. Dette skyldes trolig mye av den økonomiske uroen som var på 2000-tallet, og som startet med at IT-boblen sprakk før USA så ble angrepet 11. september 2001 noe som ledet til krig i både Afghanistan og Irak. For å toppe det hele kollapset i det amerikanske boligmarkedet i 2007, og ringvirkningene av dette ga oss så finanskrisen i 2008, som igjen ledet til Euro-krisen i Europa. Som tidligere diskutert korrelerer demokrati med økonomisk frihet og dermed vil slik økonomisk uro trolig ha en sterkere effekt i åpne demokratiske land enn det det vil ha i mer lukkede autokratiske, og dette kan muligens være årsaken til at vi ser at demokrati-premien på vekst er mindre i spesifisering (5)-(8), vi ser og at den bredere demokratiindikatoren, DEM_1 også har en markant større reduksjon i produktiviteten enn det vi observerer for demokratiindikatoren DEM_2 , på tross av reduksjonen er det allikevel fortsatt demokratiene som er mest produktive. Ser vi på de balanserte estimatene opp imot de ubalanserte ser vi at disse er konsistente med kun små forskjeller, dette uavhengig om vi har T ved 1997 eller 2014, videre ser vi også at antall observasjoner i balanserte estimeringer ikke er mye lavere enn det vi har i det ubalanserte, som indikerer at ubalanserte data også her er svakt balanserte.

I tabell 4.34 og 4.35 benyttes noen av de samme kontrollvariablene som i nevnte Barro (1996) og Almeida og Ferreira (2002)¹⁵, jeg estimer først med disse for perioden 1970 – 1997. Regresjonene av interesse i tabell 4.32 har vi ved FE-spesifiseringene i hhv. (3), (4), (7) og (8). Vi ser av (3) og (4) at demokratiets effekt på produktiviteten ved DEM_1 ikke er signifikant forskjellig fra null når kontroll for BIRTRAT og LIFEEXPT ikke inkluderes, som vil si at autokrati og demokrat i disse to spesifiseringen har like sterk produktivitet, noe som alikevill er en sterk reduksjon fra det vi observerte i tabell 4.32 og 4.33. Fra (7) ser vi at land definert ved DEM_1 har en produktivitet som er 6,98 prosent¹⁶ høyere enn den i autokratiske land. Vekter vi på befolkningsstørrelsen, som i (8), ser vi at estimatoren på DEM_1 øker, og produktiviteten er nå 7,63 prosent høyere for de demokratiske landene, men gitt ett svakere signifikansnivå med $P > |t| = 9,6\%$

Går vi videre og ser på de samme regresjonene men for tabell 4.35, legger vi først merke til at estimator på demokrati i (3) nå er blitt svært signifikant, men som vi også ser i (4) forsvinner all signifikans når dette vektet på befolkning. I (7) observerer vi at demokratiske land har en produktivitet

¹⁵ Disse studiene bruker benytter kontrollvariabler på investering, offentlig konsum, fertilitet, forventet leve alder og inkluderer også forskjellige humankapital variabler som offentlig investering i utdanning, samt mannlig og kvinnelig utdanning etter grunnskolen.

¹⁶ Justert for log form ved: $100(e^{0,0675} - 1) = 6,98\%$

Autokrati vs. Demokrati

som er 10,85 prosent høyere enn de autokratisk. Vekting på befolkning i (8) gir her, til forskjell fra tabell 4.34, en reduksjon i estimatoren på 0,85 prosentpoeng, til 10 prosent.

For å se hvordan periodevalg påvirker estimeringene, har jeg i tabell 4.36 ekskludert variablene BIRTHRAT og LIFEEXPT slik at jeg kan kjøre estimeringene i perioden 1970 – 2014. Som vi så i tabell 4.32 og 4.33, ga dette en reduksjon i produktivetsfordelen til demokratiske land for begge spesifikasjoner, men med sterkest reduksjon for DEM_1 . Ser vi på (4) og (10) ser vi nå at demokratienes effekt på produktiviteten har byttet fortegn og blitt negativ, med hhv. – 9,86 prosent for DEM_1 og -4,97 prosent for DEM_2 . Dette er interessant, da inkludering av perioden 1998 til 2014 tilsier at det er autokratiske land som har den sterkeste produktiviteten. Som diskutert innehar perioden 1998 til 2014 mange store globale kriser og resesjoner, og som jeg også har diskutert korrelerer demokratier med økonomisk frihet. Da land med høyere grad av økonomisk frihet vil være mer utsatt ved slike globale kriser kan muligens dette forklare noe av årsaken til dette resultatet. Videre kan det da virke som at det er de autokratiske landene som i gjennomsnitt klarer å opprettholde en stabil vekst ved økonomiske kriser, da disse landene er mindre åpne for verdensmarkedet.

I tabell 4.37 gjøres estimeringer men med andre kontrollvariabler. Vi ser at vi ikke har signifikante estimeringer i (3) og (4), men vi ser av (2) at hvis vi ikke inkluderer nasjonsdummyer men vekter på befolkning så vil effekten av demokrati ved DEM_1 være negativ, tilsvarende -7,46 prosent. Tilsvarende for DEM_2 ser vi av (8) at forskjellen mellom de to demokrati-indikatorene nå er ganske like, og at demokratier ved DEM_2 har en negativ effekt på veksten med 7,49 prosent. Her har vi også signifikante estimater med nasjonsdummyer, i (10), og vi ser at dette gjør at effekten blir mindre negativ, som nå er på -4,87 prosent. Videre kan vi og se negativ effekt i henholdsvis (6) og (7) hvor vi har byttet ut nasjonsdummyene med dummyvariabler for politiske verdens regioner.

Autokrati vs. Demokrati

4.8.2 IV-ESTIMERING

Til slutt vil jeg også undersøke om jeg finne fellestrekk med de tidligere estimeringene når jeg anvender en IV/2SLS estimering. Jeg benytter meg her av dummyvariabelen NATO som instrumentvariabel for demokrati. Da NATO følgelig er korrelert med demokrati, men ikke er endogent gitt direkte på økonomisk vekst. Dette vil også være en robusthetssjekk av den sistnevnte spesifikasjonen.

Tabell 4.38: IV/2SLS-estimering med NATO som instrument for demokrati, 1970 - 1997

VARIABLES	(1-1)	(1-2)	(2-1)	(2-2)
	1-stage OLS	2-stage IV/2SLS	1-stage OLS	2-stage IV/2SLS
	dem_d1	ln_rgdpo_pc	dem_d2	dem_d2
Democracy (1)		-0.784** (0.318)		
Democracy (2)				-1.307* (0.739)
Occupation by foreign state	0.849*** (0.125)	0.456 (0.280)	-0.0121 (0.0366)	-0.225*** (0.0509)
Foreign direct investment, net inflows (% of GDP)	-0.00808 (0.00774)	0.000498 (0.0120)	0.00180 (0.00640)	0.00918 (0.0129)
Physicians per 1,000 people (interpolated)	0.0736 (0.0601)	0.144** (0.0621)	0.129* (0.0713)	0.255*** (0.0880)
TVs per capita (interpolated)	-0.332** (0.133)	-0.0853 (0.214)	-0.0602 (0.118)	0.0963 (0.212)
Urbanization (all)	0.00442 (0.00315)	0.000144 (0.00429)	0.00259 (0.00286)	6.87e-05 (0.00472)
5 Year lag of Real GDP per capita (Output-side in mil. 2011US\$)	-1.46e-06 (2.96e-06)	2.05e-05*** (4.88e-06)	-2.53e-06 (2.73e-06)	1.83e-05*** (5.41e-06)
Growth rate in share of population engaged	0.337 (0.240)	0.327 (0.356)	-0.0470 (0.220)	0.00196 (0.357)
Constant	0.333** (0.148)	8.474*** (0.223)	0.151 (0.128)	8.411*** (0.282)
Observations	2,006	2,006	2,006	2,006
R-squared	0.154		0.073	
Number of country	118	118	118	118
Year FE	YES	YES	YES	YES
Country FE	YES	YES	YES	YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Ser her at vi har signifikante negative verdier for både DEM_1 og DEM_2 . Vi bemerker oss allikevel at DEM_2 har et svært høyt negativt estimat, som indikerer at vi har mer presise estimater for ved vanlig estimering.

5 OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

I gjennomgangen av tidligere litteratur viser jeg til tidligere forskning og diskusjoner rund emnet, og at flere tidligere studier har påpekt svakheter og kontroverser rundt emnet. Det pekes bland annet på at det empiriske grunnlaget er svakt, og at endogenitetsspørsmålet forblir en utfordring. Dette får jeg selv bekreftet da resultatene fra de studier som oppsummeres også er sprikende. I bl.a. Barro (1996) og Tavares og Wacziarg (2001) vises det en negativ effekt av demokrati på økonomisk vekst, mens det i Carden og James (2013) vises en positiv effekt av å ikke være i ett autokrati, som impliserer en positiv effekt på vekst fra demokratiske institusjoner. I Easterly (2011) og Jones og Olken (2005) undersøkes lederes effekt på vekst og viser også at det i autokratier forekommer en større variasjon i vekst, noe som fører til at det enn det som observeres i demokratier, og at ledere i autokratier har en påvirkning på veksten, enn det som er tilfellet for demokratiske ledere. Dette kan være årsaken til at det i autokratier blir observert en høyere variasjon i veksten. Videre kan det heller ikke avkreftes at demokrati ikke har en positiv effekt på vekst som en følge av reduksjon i vekstvarians. I gjennomgangen oppsummeres også det som er kjent som Hayek-Friedman hypotese, denne beskriver sammenhengen mellom politisk og økonomisk frihet, og det som har blitt kjent som Hayek-Friedman hypotesen. Denne sier at politisk frihet kun vil forekomme i land som også har økonomisk frihet, men den sier ikke at nødvendigvis et økonomisk fritt land vil være politisk fritt. Hypotesen blir undersøkt av Lawson og Clark (2010), og deres empiriske studie peker på at land som bryter med hypotesen er i en ustabil likevekt og at overtid vil land med høy grad av politisk frihet og lav grad av økonomisk frihet enten få høyere grad av økonomisk frihet eller en lavere grad av politisk frihet. Dette impliserer allikevel at det vil det være en korrelasjon mellom disse to frihetsvariablene, for å ettergå denne sammenhengen, satt jeg sammen ett datasett med mål på politisk frihet med datasett med mål på økonomisk frihet, og fant at de to korrelerte, som vist i figur 2.1 og 2.2.

Videre diskuteres kausalitetsutfordringene knyttet til analysen av politiske institusjoners effekt på vekst, og at dette er utfordrende å analysere ettersom vi ikke har noen klar definisjon på årsak-virkningsrekkefølgen av vekst og politiske institusjoner. Viser her til studie av (Acemoglu et al., 2001) som undersøker hvordan tidlig etablering av institusjoner både påvirker lands fremtidige vekst, og utformingen av samfunnets politiske institusjoner. Videre drøftes dette i rammeverk av Solow-modellen og Hayek-Friedman-hypotesen, og hvordan dette kan være kilde til endogenitet. Da det er en overvekt av autokratier i u-land kan det virke som at når disse opplever vekst og økt velstand, gir dette opphav til ett økt krav om friere politiske institusjoner. Solow-modellen tilsier iht loven om avtagende utbytte at når land har akkumulert nok kapital vil denne veksten bli svakere. Dermed kan det være at dette er en

forklaring på hvorfor vi i enkelte autokratier observerer en svært høy vekst. De fleste av de Europeiske demokratiene var jo også var mer autokratiske i sine største vekstperioder, som under kolonitiden. Denne økte veksten vil og komme som en konsekvens av tilgangen til mer frie markeder som igjen korrelerer med demokrati. Dette impliserer at det er veksten, som er størst når landet er autokratisk dermed gir opphav til senere demokratiske institusjoner som følge av at økt inntekt.

For å undersøke dette går jeg derfor videre empirisk og presenter datasettet. Sjekker først påstanden for reduksjon i vekstvarians med økt grad av politisk frihet som vist i figur 4.2 og 4.3. Viser så sammenhengen mellom produktivitet og grad av politisk frihet og finner at det her er en positiv korrelasjon. Deretter forklarer jeg hvordan observasjonene bør vektas på befolkningen for å kompensere for forskjeller mellom land og presenterer sammenhengen mellom produktivitet og grad av politisk frihet når dette vektas på befolkningen. Ser vi på effekten av produktivitet i tabell 4.12 kan vi se at land med friere politiske institusjoner demokratiske land er mer produktive en mer autokratiske, men at når vi kontrollerer for faste landeffekter blir denne effekten svakt negativ. Går så videre ved å opprette to indikatorvariabler for demokrati, hhv. DEM_1 og DEM_2 , hvor DEM_2 har ett vesentlig strengere krav til hva som skal klassifiseres som demokratisk. Gitt disse to definisjonene analyserer jeg hvilke dataperioder som gir best utgangspunkt for videre analyse, og finner at dette vil være i perioden 1977-2014. Deretter ser jeg på hvordan produktiviteten påvirker sannsynligheten for demokrati, og sammenligner dette i forskjellige spesifikasjoner. Finner her indikasjoner på at land med den sterkeste veksten ikke er demokratier og at økonomisk vekst i demokratiske land ved DEM_1 har en svakere vekst enn land med sterkere demokratiske institusjoner, ved DEM_2 . Finner og indikasjoner på at land definert ved DEM_1 er unge demokratier, og at overgangsfasen fra autokrati til demokrati gir en dempende effekt på produktiviteten, og at denne tar seg opp igjen når overgangsfasen er overstått og landet blir et DEM_2 -demokrati, ettersom økt stabilitet fremmer innovasjoner og investeringer.

Går så videre for å estimere effekten av demokrati på vekst når vi kontrollerer for utdanning, investering, fødselsrate, forventet levealder og sysselsetting, og estimerer dette for perioden 1970-1997 grunnet begrensinger i data. Gitt denne spesifikasjonen finner vi at det er en positiv effekt på produktiviteten fra begge demokrati indikatorene, hvor DEM_1 har en positiv effekt lik 7,63 prosent, mens det tilsvarende for DEM_2 er 10,85 prosent. Ved å kutte ut kontroll for fødselsrate og forventet levealder kan perioden utvides til 1970 – 2014. Effekten når disse ikke inkluderes er da negativ for begge demokratiindikatorer, med – 9,86 prosent ved DEM_1 og -4,97 DEM_2 . Dette kan indikere to ting, det ene at den positive effekten først observert er sterkt knyttet til levealder eller fødselsraten, eller at utvidelse av perioden til å også inkludere årene 1998 – 2014 gir en vesentlig reduksjon i effekten av demokrati på vekst.

Som vi husker var dette en periode med mye global økonomisk uro, som vi ser av regresjonene for samme periode uten kontrollvariabler ser vi også her samme tendens med reduksjon i estimert effekt av demokrati på produksjon. Grunnet denne observasjonen tolker jeg det dit hen at det er denne effekten som her er gjeldende, og dette vil dermed støtte opp om argumentet om at demokratier har høyere grad av økonomisk frihet og dermed også vil være mer utsatt ved globale resesjoner.

Som påpekt av Torvik (2018) kan være at noen av disse variablene kommer som en kausal virkning av demokrati. Derfor estimeres også spesifikasjoner med alternative kontrollvariabler som burde fange opp uobservert endogenitet. Vi ser at ved alternativ spesifikasjon observeres også her en negativ effekt av demokrati men at det her ikke er store forskjeller mellom demokrati definert ved DEM_1 og DEM_2 , hvor begge har en negativ effekt på produktiviteten med ca. 7,5 prosent. Som en robusthetsjekk estimerer jeg og en IV/2SLS estimering av sistnevnte, hvor jeg benytter NATO som IV for demokrati. Dette gir estimering av demokrati med negative fortegn for begge demokratiindikatorerne som gir støtte til den tidligere estimerte negative effekten av demokrati på vekst. Ser her at den negative virkningen nå er mye høyere enn ved tidligere estimeringer, som trolig skyldes at det fortsatt er uobserverbar endogenitet i denne estimeringen, og at NATO muligens ikke er et godt nok instrument, allikevel ser vi i hvert fall at estimeringen har likt fortegn som gir støtte til negativ effekt av demokrati.

5.1 KONKLUSJON

Setter vi sammen alle indikasjonene virker det som om det er empirisk evidens for at demokrati kommer som en konsekvens av høy vekst, og at lavinntektsland, med sterk vekst som følge av friere økonomiske rammevilkår, vil gå i retning av økt demokrati. Grunnet loven om avtakende utbytte vil da land som har fullført sine sterke vekstperioder, og blitt demokratisert som en konsekvens av dette, følgelig vise en negativ korrelasjon mellom demokrati og vekst, noe som også kan være årsaken til at det i mange studier også påpekes en negativ effekt av demokrati på økonomisk vekst. Videre vil også valg av periode og inkludering av kontrollvariabel kunne gi drastiske forskjeller i estimert resultat, slik at den kausale tolkningen vanskeliggjøres, dette kan derfor bidra til å forklare hvorfor det er såpass sprikende resultater i mange av studiene på dette området. Allikevel vil jeg påpeke at det fullt mulig at det jeg i denne oppgaven har endogene sammenhenger som ikke er tilstrekkelig vurdert, og at det med andre hensyn kan være at vi har vesentlige forskjeller i disse effektene. Derfor vil jeg anbefale at vi heller må tolke estimatene som indikasjoner, og at videre forskning må avgjøre om dette medfører riktighet eller ikke.

6 REFERANSER

- Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401. <https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369>
- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J. & Thaicharoen, Y. (2003). Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises and Growth. *Journal of Monetary Economics*, 50(1), 49-123. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00208-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00208-8)
- Aghion, P. & Durlauf, S. (2005). *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam and San Diego: Elsevier, North-Holland.
- Almeida, H. & Ferreira, D. (2002). Democracy and the Variability of Economic Performance. *Economics and Politics*, 14(3), 225-257. <https://doi.org/10.1111/1468-0343.00107>
- Balk, B. M. (2008). *Price and Quantity Index Numbers : Models for Measuring Aggregate Change and Difference*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Barro, R. J. (1996). Democracy and Growth. *Journal of Economic Growth*, 1(1), 1-27. <https://doi.org/10.1007/bf00163340>
- Benhabib, J., Corvalan, A. & Spiegel, M. M. (2011). Reestablishing the Income-Democracy Nexus. *National Bureau of Economic Research, Inc, NBER Working Papers: 16832*. <https://doi.org/10.3386/w16832>
- Brandt, C., Linzer, I., O'Toole, S., Puddington, A., Repucci, S., Roylance, T., ... Wastson, C. (2019). *Freedom in the world*. Freedom House. Hentet fra www.freedomhouse.org
- Carden, A. & James, H. S., Jr. (2013). Time under Autocratic Rule and Economic Growth. *Contemporary Economic Policy*, 31(1), 44-61. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2011.00287.x>
- Churchill, W. S. (1947). *Commons Sitting: Orders of the Day (Parlament Bill, 11 November)*. UK Parliament. Hentet fra https://api.parliament.uk/historic-hansard/commons/1947/nov/11/parliament-bill#column_207
- Diewert, W. E. (1976). Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, 4(2), 115-145. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-4076\(76\)90009-9](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-4076(76)90009-9)
- Dupraz, Y. (2013). Using weights in Stata. *Paris School of Economics*. Hentet fra [https://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/dupraz-yannick/using-weights-in-stata\(1\).pdf](https://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/dupraz-yannick/using-weights-in-stata(1).pdf)
- Easterly, W. (2011). Benevolent autocrats, Working Paper. *New York University*. Hentet fra <https://williameasterly.files.wordpress.com/2011/05/benevolent-autocrats-easterly-2nd-draft.pdf>
- Feenstra, R. C., Inklaar, R. & Timmer, M. P. (2015). The Next Generation of the Penn World Table. I *American Economic Review* (Vol. 105, s. 3150-3182). Hentet fra www.ggd.net/pwt
- Feenstra, R. C., Inklaar, R. & Timmer, M. P. (2015). The Next Generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182. <https://doi.org/10.1257/aer.20130954>
- Friedman, M. (1962). *Capitalism and freedom*. Chicago: University of Chicago Press.
- Gwartney, J. & Lawson, R. (2007). Economic Freedom of the World. *Fraser Institute*. Hentet fra <https://www.fraserinstitute.org/sites/default/files/EconomicFreedomoftheWorld2007.pdf>
- Hayek, F. A. (1944). *The road to serfdom*. London and New York: Routledge Classics.

- Herrendorf, B., Rogerson, R. & Valentinyi. (2013). Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation. *The American Economic Review*, 103(7), 2752-2789. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/42920670>
- Hindriks, J. & Myles, G. D. (2013). *Intermediate Public Economics, Second Edition*. Cambridge, Massachusetts & London, England: MIT Press.
- Jones, B. F. & Olken, B. A. (2005). Do Leaders Matter? National Leadership and Growth Since World War II*. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3), 835-864. <https://doi.org/10.1093/qje/120.3.835> %J The Quarterly Journal of Economics
- Klepsvik, E. (2018). Kinas Befolkning. I *Store norske leksikon*. snl.no/Kinas_befolkning. Hentet fra https://snl.no/Kinas_befolkning.
- Lawson, R. A. & Clark, J. R. (2010). Examining the Hayek-Friedman Hypothesis on Economic and Political Freedom. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 74(3), 230-239. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2010.03.006>
- Mobarak, A. M. (2005). Democracy, Volatility, and Economic Development. *The Review of Economics and Statistics*, 87(2), 348-361. <https://doi.org/10.1162/0034653053970302>
- Neary, J. P. (2004). Rationalizing the Penn World Table: True Multilateral Indices for International Comparisons of Real Income. *American Economic Review*, 94(5), 1411-1428. <https://doi.org/10.1257/0002828043052286>
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1996). *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, Mass: MIT Press.
- Persson, T. & Tabellini, G. (2009). Democratic Capital: The Nexus of Political and Economic Change. *American Economic Journal-Macroeconomics*, 1(2), 88-126. <https://doi.org/10.1257/mac.1.2.88>
- Przeworski, A. & Limongi, F. (1993). Political Regimes and Economic-Growth. *Journal of Economic Perspectives*, 7(3), 51-69.
- Quinn, D. P. & Woolley, J. T. (2001). Democracy and National Economic Performance: The Preference for Stability. *American Journal of Political Science*, 45(3), 634-657. <https://doi.org/10.2307/2669243>
- Rodrik, D. (2000). Institutions for High-Quality Growth: What They are and How to Acquire Them. *National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, No. 7540*. <https://doi.org/10.3386/w7540>
- Samuelson, P. A. (1994). Facets of Balassa-Samuelson Thirty Years Later*. *Review of International Economics*, 2(3), 201-226. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.1994.tb00041.x>
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513> %J The Quarterly Journal of Economics
- Steigum, E. (2004). *Moderne makroøkonomi* Gyldendal.
- Tavares, J. & Wacziarg, R. (2001). How democracy affects growth. *European Economic Review*, 45, 1341-1378. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00093-3](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00093-3)
- Torvik, R. (2018). Chapter 3, Formal Institutions and Development in Low-Income Countries: Positive and Normative Theory. I *bok under utarbeidelse*.
- Végh, C. A. (2013). *Open Economy Macroeconomics in Developing Countries* The MIT Press.
- Weede, E. (1996). Political Regime Type and Variation in Economic Growth Rates. *Constitutional Political Economy*, 7(3), 167-176. <https://doi.org/10.1007/BF00128160>
- Wejnert, B. (2007). Nations, Development, and Democracy, 1800-2005. I: [distributor].
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics: A Modern Approach. Sixth Edition* Cengage Learning.

Autokrati vs. Demokrati

Yang, B. (2008). Does democracy lower growth volatility? A dynamic panel analysis. *Journal of Macroeconomics*, 30(1), 562-574. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2007.02.005>

7 APPENDIKS

I Seksjonene 7.1 og 7.2 har jeg tatt utgangspunkt i kapittel 2 og 3 i artikkelen «The Next Generation of The Penn World Table» av Robert C. Feenstra, Robert. Inklaar og Marcel P. Timmer (2015). Jeg har valgt å inkludere dette i appendiks, da dette ikke eksplisitt er en del av min egen analyse men bidrar til å gi ett grundigere bilde av hvordan BNP-data som benyttes i denne analysen er fremskaffet i praksis, og dermed legger grunnlaget for riktighet og tillitt til vekstvariablene som benyttes i mine estimeringer.

7.1 MÅLING AV REELT BNP

For å illustrere utfordringene ved å konstruere «reelt» BNP, benytter PWT en modell med to sektorer og to goder, N og T, som er henholdsvis skjermete og konkurranseutsatt sektor med påfølgende skjermete og konkurranseutsatte goder. La \mathbf{q}_{Nj} være en vektor for konsum av N-goder i land j , med priser \mathbf{p}_{Nj} , og la \mathbf{q}_{Tj} være en vektor for konsum av T-goder i land j , med priser \mathbf{p}_{Tj} . Vi antar at det er en representativ konsument i hvert land med utgiftsfunksjon gitt ved $E_j(\mathbf{p}_{Nj}, \mathbf{p}_{Tj}, u_j)$, hvor u_j er nytten i land j . Betrakter her en forenklet versjon av modellen som diskutert i Obstfeld og Rogoff (1996, Kap. 4) og Végh (2013, kap. 4 og 6), med ett enkelt T og N -gode. I den monetære versjonen av modellen med priser oppgitt i lokal valuta (Végh, 2013, kap. 4), kan vi initielt anta at loven om én pris holder,

$$P_{Tj} = \varepsilon_j p_{T0} \quad (7.1)$$

hvor ε_j er den nominelle valutakursen målt i enheter av land j 's valuta per enhet av land 0's valuta. Da kan denne modellen enkelt gi prediksjonen om at den relative prisen på N-gode er høyere i ett land som har en mer produktiv konkurranseutsatt sektor. Årsaken til dette er at den økte produktiviteten av T-godet fører til høyere priser, som igjen øker den relative prisen på N-gode, p_{Nj}/p_{Tj} , en effekt som også er kjent som Balassa-Samuelson hypotesen (Samuelson, 1994).

Problemet internasjonale sammenligninger av BNP forsøker å løse er hvordan man sammenligner reelt BNP på tvers av land når prisene deres er forskjellige. Løsningen på dette vil derfor avhenge av hva vi ønsker at reelt BNP skal måle. Reelt BNP bør måle levestandarden mellom land, til forskjell fra reelt BNP som et mål på produksjonskapasitet som jeg vil gå igjennom i neste seksjon. For å kunne måle levestandard er det ikke tilfredsstillende å kun velge en felles numerær, da det å sammenligne BNP på tvers av land med en felles numerær vil gi oss en feilaktig tolkning av hvordan levestandarden varierer mellom land. For å vise dette

la oss velge det ene T-godet som numerær og så anta at relasjon (7.1) holder. Når vi så tillater en vektor for N-goder kan realutgiften i hvert land j måles som:

$$\frac{E_j(\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj}, u_j)}{p_{Tj}} = E_j(\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj}, 1, u_j), \quad (7.2)$$

hvor likheten følger av at utgiftsfunksjonen er homogen av grad 1 i priser. Sammenlign dette med nominelle utgifter målt i valutaen til land 0:

$$\frac{E_j(\mathbf{p}_{Nj}, p_{Tj}, u_j)}{\varepsilon_j} = \frac{p_{Tj} E_j(\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj}, 1, u_j)}{\varepsilon_j} = p_{T0} E_j(\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj}, 1, u_j), \quad (7.3)$$

hvor vi igjen benytter oss av homogenitet av grad 1 av utgiftsfunksjonen, og likning (7.1). Det er tydelig at nominelle utgifter i en feller valuta i (7.3) avviker fra realutgiftene i (7.2) ved kun prisen på T-gode, p_{T0} . Så raten av (7.2) på tvers av land vil være identisk til raten fra likning (7.3). Men det er velkjent at utgifter konvertert ved nominelle valutakurser, som er det vi måler i likning (7.3), gir et svært misledende mål på levestandarder. Årsaken til dette er at man i (7.3) fortsatt benytter de høye prisene fra N-godene i mer produktive land, noe som fører til høyere nominelle utgifter men også høyere «real»-utgifter i (7.2) når dette måles i forhold til prisene på T-goder. Snur vi på dette vil da fattigere land virke enda fattigere ettersom deres utgifter nå er konvertert i valutaen til et rikt land, slik som i (7.3), hvis vi ikke anerkjenner at deres priser i skjermet sektor også er lavere. For å demonstrere dette poenget i modellen, velges ett land 0 med høye relative priser i skjermet sektor (som f.eks. Norge eller USA), slik at $\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj} < \mathbf{p}_{N0}/p_{T0}$. Fordi utgiftsfunksjonen er økende i priser følger det da at $E_j(\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj}, 1, u) < E_j(\mathbf{p}_{N0}/p_{T0}, 1, u)$, slik at man får:

$$\frac{E_j(\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj}, 1, u_j)}{E_0(\mathbf{p}_{N0}/p_{T0}, 1, u_0)} < \frac{E_j(\mathbf{p}_{N0}/p_{T0}, 1, u_j)}{E_0(\mathbf{p}_{N0}/p_{T0}, 1, u_0)}$$

og

$$(7.4)$$

$$\frac{E_j(\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj}, 1, u_j)}{E_0(\mathbf{p}_{N0}/p_{T0}, 1, u_0)} < \frac{E_j(\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj}, 1, u_j)}{E_0(\mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj}, 1, u_0)}$$

Begge uttrykkene på høyresiden av ulikhetstegnet i (7.4) måler her kostnaden ved å anskaffe seg gitt nyttenivå i hvert land ved felles relative priser \mathbf{p}_{N0}/p_{T0} eller \mathbf{p}_{Nj}/p_{Tj} . Uavhengig av hvilke priser man velger, er den relative levestandarden på høyresiden av (7.4) høyere enn den «reelle» eller nominelle utgiftrate, fra henholdsvis (7.2) og (7.3), enn den som fremkommer

på venstresiden av (7.4). Dette demonstrerer at lavinntektsland (som har lavere priser på N-goder) vil se fattigere ut hvis vi kun benytter oss av en konvertering av deres utgifter ved den nominelle valutakursen. For å løse dette problemet, og fremskaffe korrekte mål på levestandard eller reelt BNP, kunne en fremgangsmåte være å samle inn prisdata på tvers av land for så å estimere utgiftsfunksjonene, som på høyresiden av ulikhetstegnet i (7.4). Innsamling av data for sammenlignbare goder på tvers av land gjennomføres av «The International Comparisons Program (ICP)», som er ett samarbeidsprosjekt mellom FN, Verdensbanken, samt flere andre internasjonale organisasjoner. Disse organisasjonene liker ikke å støtte seg til økonometrisk estimerte utgiftsfunksjoner for å fremskaffe levestandarden, men foretrekke heller indekstall-metoder som vil bli diskutert nedenfor. Forskere kan selvfølgelig estimere utgiftsfunksjonene, og et ledende eksempel vil her være Neary (2004), som estimerer en AIDS-utgiftsfunksjon på tvers av land for å måle levestandarden. Neary samlet data på tvers av land slik at det er én enkelt representativ konsument med ikke-homotetiske preferanser, som betyr at godene produsert i en ett land ikke er perfekte substitutter med goder produsert i et annet. Dermed kan man nå droppe nasjons-subskriften fra utgiftsfunksjonen, og benytte $E(\mathbf{p}_{Nj}, \mathbf{p}_{Tj}, u_j)$. Merk at hvis preferansene er homotetiske ville utgiftsfunksjonen skrives som $E(\mathbf{p}_{Nj}, \mathbf{p}_{Tj}, u_j) = e(\mathbf{p}_{Nj}, \mathbf{p}_{Tj})u_j$, og i dette tilfellet vil høyresiden av (7.4) kun blitt nytteraten u_j/u_0 . Tilnærmingen som benyttes av statistikkbyråene og PWT er å evaluere utgifter som fremkommer på høyresiden av ulikhetstegnet i (7.4) ved å benytte de observerte konsum-vektorene for hvert land. La $\mathbf{q}_j = (\mathbf{q}_{Nj}, \mathbf{q}_{Tj})$ være konsumgode-vektoren for T- og N-goder i land j , med $\mathbf{p}_j = (\mathbf{p}_{Nj}, \mathbf{p}_{Tj})$ som prisvektor. Vi kan så betrakte evalueringen av de to ratene

$$\frac{\mathbf{p}'_0 \mathbf{q}_j}{\mathbf{p}'_0 \mathbf{q}_0} \quad \text{og} \quad \frac{\mathbf{p}'_j \mathbf{q}_j}{\mathbf{p}'_j \mathbf{q}_0}. \quad (7.5)$$

Vi kan så returnere til tilfellet med ett enkelt N- og T-gode. Hvis land 0 er et velstående og produktivt land vil det ha en høyere relativ pris på N-godet, $p_{N0}/p_{T0} > p_{Nj}/p_{Tj}$. Med substitusjon i konsum kan vi da forvente at $q_{N0}/q_{T0} < q_{Nj}/q_{Tj}$. Benytter vi disse ulikhetene i (7.5) og dividerer begge uttrykkene med (q_{Tj}/q_{T0}) får vi

$$\frac{\mathbf{p}'_0 \mathbf{q}_j / q_{Tj}}{\mathbf{p}'_0 \mathbf{q}_0 / q_{T0}} = \frac{(p_{N0}/p_{T0})(q_{Nj}/q_{Tj}) + 1}{(p_{N0}/p_{T0})(q_{N0}/q_{T0}) + 1} > \frac{(p_{Nj}/p_{Tj})(q_{Nj}/q_{Tj}) + 1}{(p_{Nj}/p_{Tj})(q_{N0}/q_{T0}) + 1} = \frac{\mathbf{p}'_j \mathbf{q}_j / q_{Tj}}{\mathbf{p}'_j \mathbf{q}_0 / q_{T0}}.$$

Ulikheten ovenfor fremskaffes på bakgrunn av at den høyere relative prisen, $p_{N0}/p_{T0} > p_{Nj}/p_{Tj}$ nå anvendes på venstresiden av det relative kvantum, $q_{Nj}/q_{Tj} > q_{N0}/q_{T0}$ som har større teller enn nevner. Med andre ord sier dette uttrykket at realkonsumet i ett land relativt til ett annet er høyere når det evalueres i prisene til det andre landet. Dette resultatet viser at måling av levestandard ved å evaluere konsumkvantum ved ett spesifikt lands priser, vil være svært sensitivt til hvilket lands priser som benyttes.

Det må allikevel understrekes at ulikheten ovenfor ikke avhenger av om man har kun to goder, og den avhenger heller ikke av om det er høyere priser på N-goder i rikere land, men vil holde generelt for enhver prisdifferanse på tvers av land som er konsistente med substitusjon i etterspørselssiden. Da kvantum i land 0 er nevneren i likning (7.5), er den første raten en Laspeyres' mengdeindeks og den andre en Paasche-mengdeindeks hvor den førstnevnte overstiger den sistnevnte, gitt at det er en negativ korrelasjon mellom pris- og kvantumsdifferansene mellom land (Balk, 2008, s. 64).

Disse indeksene skiller seg fra utgiftsgradene på høyresiden av likning (7.4) ettersom det i $E_j(\mathbf{p}_{N0}/p_{T0}, 1, u_j)$ eksempelvis blir benyttet land 0's priser, men det tillates at konsummengden i land j er optimal ved disse prisene. I motsetning til dette holdes eksempelvis konsummengdene i likning (7.5) fast ved deres observerte nivå, og det tillates ikke substitusjon i respons til prisene. Under gitte betingelser kan denne begrensningen korrigeres for ved å ta det geometriske gjennomsnittet av Laspeyres' og Paasche-indeksene i (7.5), noe som gir en såkalt Fisher-indeks:

$$Q_{j0}^F \equiv \left[\left(\frac{\mathbf{P}'_0 \mathbf{q}_j}{\mathbf{P}'_0 \mathbf{q}_0} \right) \left(\frac{\mathbf{P}'_j \mathbf{q}_j}{\mathbf{P}'_j \mathbf{q}_0} \right) \right]^{\frac{1}{2}}. \quad (7.6)$$

For en bilateral sammenligning med kun to land, er det velkjent av hvis den representative konsumentens nyttefunksjon har en homotetisk, kvadratisk funksjonsform, så vil Fisher-indeksen i (7.6) være ett nøyaktig mål på nyttegradene u_j/u_0 , (Diewert, 1976). I så fall er Fisher-indeksen den «riktige» måten å måle levestandarden mellom land. Allikevel, når det er mange land blir sammenligningen vanskeligere. Å beregne (7.6) for to land, hvor land j sammenlignes med land h , og så videre sammenligne land h med land k , hvor vi så multipliser disse, vil ikke dette nødvendigvis gi det samme resultatet som når vi sammenligne realutgiftene i j med k direkte. For å overkomme denne mangelen på transitivitet, sammenligner vi land j med land k ved å indirekte sammenligne dem via alle andre land h , ($h = 1, \dots, C$):

$$Q_{jk}^{GEKS} = \prod_{h=1}^C (Q_{jh}^F Q_{hk}^F)^{\frac{1}{C}}, \quad \text{med } Q_{jh}^F = 1. \quad (7.7)$$

Denne såkalte GEKS-indeksen er transitiv og er en akseptert metode for gjennomføring av multilaterale sammenligninger.

Jeg har introdusert disse indekstall-sammenligningsmetodene av realutgifter fordi de spiller en rolle i PWT-datasettets oppbygging, og jeg mener det er viktig å gå i dybden av hvordan de variabler som benyttes i en analyse er fremskaffet. PWT benytter en to-steps aggregeringsprosedyre som først aggregerer prisene på gjenstander innhentet av ICP innen kategorier på konsum C , investering I , og offentlige utgifter G . Priser innen disse kategoriene er innhentet av ICP for hvert benchmarkings-år og er aggregert ved en GEKS-tilnærming. Med andre ord benyttes Fisher-indeksert gjort transitiv på tvers av land ved å benytte en likning som (7.4). Ved siden av de fordelaktige transitive egenskapene, er det og en veldig praktiske grunn for å aggregere disse kategoriene av C , I , og G på denne måten. Prisene utenfor benchmarkings-årene kan interpoleres eller ekstrapoleres med tidsseriedata på konsum, investering og offentlige prisindekser for hvert land ut ifra landenes nasjonalregnskap.

Når man da har anskaffet komplette tidsserie- og tverrsnittsdata på prisene av C , I , og G relativt til basislandet, som i PWT er USA, blir neste steget å aggregere dette til totale utgifter. PWT benytter i dette andre steget ikke GEKS-prosedyren en gang til for å aggregere data på C , I og G for hvert år, og skiller seg her i fra Verdensbanken som på denne måten konstruerer ICP-kjøpekraftsparitets-deflatorer – (PPP/realvalutakurs) – som da videre fremskaffer reelt BNP ved å dividere BNP med realvalutakursene. PWT begrunner dette i at en slik tilnærming begrenser mulighetene for å sammenligne BNP både på tvers av land og over tid. PWT benytter seg i stedet av referansepriser.

Generelt sett vil referansepris-tilnærmingen for å måle realutgifter, innebære at en vektor π av referanseprisene benyttes for å evaluere realutgifter på tvers av land som

$$\frac{\pi' q_j}{\pi' q_0}$$

I den spesifikke tilnærmingen til PWT starter de med prisindekser og derav fremskaffes relative kvantum på C , I og G fra første steg i GEKS-aggregeringen, videre blir disse tre BNP-komponentene multiplisert med referanseprisene og summert i det andre steget av aggregeringen, som også utvides ved å inkludere import og eksport. Spørsmålet blir da hvilken referansepris de benytter? Den vanligste fremgangsmåten er å benytte ett kvantums-vektet gjennomsnitt over land av prisene for hvert gode, også kalt Geary-Khamis-tilnærmingen (GK). GK-tilnærmingen tilfredsstiller den ønskelige aksiomatiske egenskapen som opprettholder

additivitet, slik summeres BNP-komponentene ved referanseprisene til ett overordnet reelt BNP. Denne tilnærmingen forsvares ytterligere i neste seksjon.

7.2 MÅLING AV REELL PRODUKSJON

Reelt BNP ($RGDP^e$) og dets komponenter som konsum og investering spiller en viktig rolle i mål på komparative levestandarder. Penn World Tables kontrasterer dette konseptet med reell produksjon ($RGDP^o$), som er tiltenkt å måle økonomiens produksjonskapasitet (Robert C. Feenstra et al., 2015, s. 3162).

For å måle reell produksjon holder PWT hele prisvektoren konstant mellom land, og benytter seg så av disse prisene for å evaluere produksjonskvanta fremfor konsumskvanta. Hvis det kun eksisterte ferdigstilte varer kan man enkelt beregne produksjon som differansen mellom konsum og netto eksport. Men, med mellomvarer, blir ikke kartleggingen fra konsum til produksjon like «rett frem», og en fremgangsmåte ville da være å beregne merverdi-komponentene av konsumkategoriene (Herrendorf, Rogerson & Valentinyi, 2013). Data for å gjøre dette er ikke så bredt tilgjengelig. Penn World Tables benytter i stedet en annen tilnærming for å spesifisere hele produksjonsvektoren for økonomien, med $\mathbf{y}_j \equiv (\mathbf{q}_j, \mathbf{x}_j, -\mathbf{m}_j)$, hvor \mathbf{q}_j er kvanta ferdigstilte goder, \mathbf{x}_j er kvantum av eksport og $-\mathbf{m}_j$ er fratrukket importkvantum. Innenlandske priser for eksport og import gis ved \mathbf{p}_j^x og \mathbf{p}_j^m , og prisvektoren er $\mathbf{P}_j = (\mathbf{p}_j, \mathbf{p}_j^x, \mathbf{p}_j^m)$. De behandler alle ferdigvarer som ikke-handlede varer i så måte at enkelte salgstjenester i det minste har blitt lagt til, men der all import er mellomliggende innsatsfaktorer i produksjonsprosessen, muligens kun innenfor detaljhandel.

For å evaluere produksjon benyttes avkastningen av BNP-funksjonen for økonomien,

$$r_j(\mathbf{P}_j, \mathbf{v}_j) = \max_{\mathbf{q}_j, \mathbf{x}_j, \mathbf{m}_j \geq 0} \{ \mathbf{P}_j' \mathbf{y}_j | F_j(\mathbf{y}_j, \mathbf{v}_j) = 1 \}, \quad (7.8)$$

hvor $F_j(\mathbf{y}_j, \mathbf{v}_j)$ er en transformasjonsfunksjon for hvert land j og avhenger av de primære faktorutgiftene gitt ved vektoren \mathbf{v}_j (som innehar indeksen j grunnet de teknologiske forskjeller mellom land j). Hvis vektoren for referanseprisene er $\Pi = (\boldsymbol{\pi}, \boldsymbol{\pi}^x, \boldsymbol{\pi}^m)$, så kan reel produksjon bli sammenlignet mellom land ved å benytte raten av inntektsfunksjonene evaluert ved referanseprisene:

$$\frac{r_j(\Pi, \mathbf{v}_j)}{r_0(\Pi, \mathbf{v}_0)}. \quad (7.9)$$

En fremgangsmåte for å måle reel produksjon ville være å estimere inntektsfunksjonen i (7.9). Men å estimere inntektsfunksjoner på tvers av land er enda vanskeligere enn å estimere

utgiftsfunksjonen fordi inntekstfunksjonene er indeksert ved land j , som indikerer teknologiske forskjeller mellom dem. På grunn av dette støtter PWT seg på indekser som kan benyttes til å approksimere raten av inntekstfunksjoner i (7.9).

Det mest åpenbare valg av priser for å evaluere produksjonsvektorene for to land er prisene i begge land. Ulikhetene som oppstår fra substitusjon i etterspørsel, med real konsumet i ett land opp imot et annet er høyere når evaluert ved det andre landets priser. Den samme ulikheten holder ved evaluering av realproduksjonen fra to land, på tross av det faktum at denne sammenligningen blir utført ved å benytte produksjonsdata fremfor konsumdata:

$$\left(\frac{\mathbf{P}'_j \mathbf{y}_j}{\mathbf{P}'_j \mathbf{y}_0}\right) < \left(\frac{\mathbf{P}'_0 \mathbf{y}_j}{\mathbf{P}'_0 \mathbf{y}_0}\right). \quad (7.10)$$

Denne ulikheten kan tolkes ved å bemerke seg at høyresiden av (7.10) er Laspeyres kvantitetsindeks, som overskrider Paasche kvantitetsindeks på venstresiden grunnet substitusjon i etterspørsel. I henhold til produksjonsteori burde imidlertid ulikheten være reversert, ettersom de goder der hvor prisen har økt mest også vil ha den største kvantumsøkningen. Flere studier bekrefter at «etterspørselsside-skjevheten» i (7.10) holder i empirisk arbeid, og at denne ulikheten er kjent som Gerschenkron-effekten. Gerschenkron (1951) var den først som fremskaffet evidens for at det relative BNP for et land var høyere når det ble evaluert i et annet lands priser. For de 146 land i ICP-sammenligningen av 2005, ble det funnet at denne ulikheten holder for mer en 98 prosent av landparene.

Ved å ta ett geometrisk gjennomsnitt av Paasche og Laspeyres indeksene, finner PWT Fisher-kvantumsindeksen av real produksjon. Spørsmålet blir da hvordan denne indeksnummer-tilnærmingen vil stå sammenlignet med referansepris-tilnærmingen som i (6.9). Det kan etableres ett ganske tett størrelsesforhold mellom disse to tilnærmingene med følgende resultat:

TEOREM 1: Anta at produksjonsresultatene er inntekstmaksimerende og at ulikheten i (7.10) holder. Da det eksisterer en referansepris-vektor Π mellom \mathbf{P}_j og \mathbf{P}_k slik at:

$$\frac{r_j(\Pi, \mathbf{v}_j)}{r_k(\Pi, \mathbf{v}_k)} = \left[\left(\frac{\mathbf{P}'_j \mathbf{y}_j}{\mathbf{P}'_j \mathbf{y}_k}\right) \left(\frac{\mathbf{P}'_k \mathbf{y}_j}{\mathbf{P}'_k \mathbf{y}_k}\right) \right]^{\frac{1}{2}}.$$

Dette nye resultatet sier at man ved å beregne en Fisher-idealkvantums-indeks av produksjon mellom land gir en gyldig sammenligning av realproduksjonen mellom dem, i den betydning at det er ekvivalent med å benytte en form for referansepris-vektor.

Bemerkelsesverdig avhenger ikke dette av funksjonsformen på inntektsfunksjonen, men kun på optimaliseringsadferden. Dette teoretiske resultat antyder at det muligens ikke er en betydelig forskjell mellom å benytte seg av Fisher-idealindeksen for real produksjon, eller dens generalisering ved GEKS-tilnærmingen i (7.7), når dette sammenlignes med en referansepris-tilnærming. PWT har bekreftet at resultatet holder for ett enkelt år i sine data, om de måler produksjon eller realutgift, er resultatet ved en GEKS-tilnærming ikke veldig ulikt det man oppnår ved å benytte seg av referansepriser konstruert som det vektete gjennomsnitt av priser på tvers av land.

Denne likheten mellom indekstall (GEKS) og referansepris (GK) -tilnærmingen bryter allikevel sammen når man gjør sammenligninger over tid. I så fall må man anerkjenne at referanseprisvektoren Π fra Teorem 1 kun er implisitt etablert, og at dette avhenger av prisnivået på prisene P_j og P_k . Selv om dette muliggjør en gyldig sammenligning av reel produksjon mellom to land hvert år, vil det ikke det ikke muliggjøre en sammenligning av realproduksjon over tid da det ikke er kjent hvordan den implisitte prisvektoren endres over tid, og gir dermed ikke en konstant-pris-sammenligning som vi vanligvis forventer ved realvariable.

Det viser seg allikevel at Teorem 1 enkelt lar seg utvide for å oppnå en konsistent sammenligning av reelt-BNP på tvers av land og simultant over tid, (som indikeres med prefiks R i PWT). La subscript t i alle variable indikere tid. Anta at vi starter i situasjon med to referansepris-vektorer ved to forskjellige tidspunkt, $\Pi_\tau = (\pi_\tau, \pi_\tau^x, \pi_\tau^m)$, ($\tau = t - 1, t$), og hvor vi benytter referanse prisene for alle ferdigvarer pluss nettoeksport. For at vi også skal kunne sammenligne real-produksjon over tid ville det vært ønskelig å bruke én enkelt vektor Π og beregne andelene

$$\frac{r_{jt}(\Pi, \mathbf{v}_{jt})}{r_{jt-1}(\Pi, \mathbf{v}_{jt-1})}, j = 1, \dots, C,$$

for hvert land. Merk at i tillegg til inntekstfunksjonen kan tilveksten i denne sammenligningen endres over tid på grunn av teknologiske endringer, mens referanseprisene blir holdt konstante.

Vi kan anvende Teorem 1 ved å behandle den bilaterale sammenligningen slik at det mellom land j benyttes referanseprisene Π_{t-1} og Π_t i de to periodene. Den optimale produksjonen ved disse prisene gis ved: $y_{j\tau}^* \equiv \partial r_{j\tau}(\Pi_\tau, \mathbf{v}_{j\tau}) / \partial \Pi_\tau$, ($\tau = t - 1, t$). Vi antar at tidsserie-varianten av likning (6.10) holder, som sier at for land j

$$\left(\frac{\Pi_t' \mathbf{y}_{jt}^*}{\Pi_t' \mathbf{y}_{jt-1}^*} \right) < \left(\frac{\Pi_{t-1}' \mathbf{y}_{jt}^*}{\Pi_{t-1}' \mathbf{y}_{jt-1}^*} \right). \quad (7.11)$$

Igjen, tolkes (7.11) som at Laspeyres' indeks på høyre side overstiger Paasche-indeksen på venstre side. Ulikheten er enda et eksempel på Gerschenkron-effekten. En umiddelbar konsekvens av det tidligere teorem fremkommer ved å endre notasjonen for å sammenligne tidsperioder fremfor land, som følgende:

KONSEKVENS 1: Anta at produksjonen er inntekstmaksimerende og at Gerschenkron-effekten (7.11) holder. Da eksisterer det en referanseprisvektor Π mellom Π_{t-1} og Π_t slik at

$$\frac{r_{jt}(\Pi \mathbf{v}_{jt})}{r_{jt-1}(\Pi \mathbf{v}_{jt-1})} = \left[\left(\frac{\Pi'_t \mathbf{y}_{jt}^*}{\Pi'_t \mathbf{y}_{jt-1}^*} \right) \left(\frac{\Pi'_{t-1} \mathbf{y}_{jt}^*}{\Pi'_{t-1} \mathbf{y}_{jt-1}^*} \right) \right]^{\frac{1}{2}}. \quad (7.12)$$

For å forstå hvordan dette resultatet anvendes av PWT i datasettet, husk at vi startet med ett sett priser for C , I , og G , konstruert på tvers av land (relativt til basislandet, USA) og over tid fra GEKS-metoden beskrevet i likning (7.7). Som beskrevet tidligere legger PWT så til relative priser for eksport X og import M . Dette er første-steps-aggregeringen. I det andre steget, benyttes GK-tilnærmingen for å konstruere referansepriser for hver av C , I , G , X og M , som det vektete gjennomsnittet av disse prisene (relativt til basislandet, USA) på tvers av land. Disse er referanseprisene Π_t ved hvert år. Derfra kan høyresiden av (7.12) benyttes for å fremskaffe en konstant referanseprisvekst-rate av realproduksjon. I praksis brukes observerte kvantum, fremfor optimalt kvantum på høyresiden av (7.12). På denne måten fremskaffes det data for reelt BNP på tvers av land som er konsistent med referanseprisene etablert for hvert år og som også korrigerer for endrede referansepriser når man gjør sammenlikninger over tid. Disse variablene benevnes i PWT-datasettet med $RGDP^e$ (kun med priser for C , I og G) og $RGDP^o$ (som også inkluderer priser for X og M). PWT mener at det er dette som gir de beste tverrsnitts- og tidsserie-sammenligningene av reelt BNP, noe jeg også kan si meg enig i. For forskningsspørsmål som best besvares med vekstraten i reelt BNP fra nasjonalregnskapene inkluderer PWT også variablene $RGDP^{NA}$.