

Koppling mellan ekonomisk tillväxt och ett afrikanskt lands exportportfölj

Kandidatuppsats av Mikael Lagging

Lund University School of Economics and Management

Handledare Fredrik Sjöholm

VT 2020



LUNDS
UNIVERSITET



Abstract

This thesis evaluates associations between the composition of export portfolios and economic growth in African countries south of the Sahara. These countries suffer from underdevelopment and low economic growth partly due to excessive tariffs on primary export products. Increased knowledge regarding the impact of choice of portfolio may help direct African countries towards improved economic development. Association between initial GDP per capita, investments, government consumption, index on human capital, agricultural products, fuels and mineral as part of export portfolios in 49 African countries during 7 different time periods were investigated using linear regression models. The results indicate that a higher proportion of agricultural products, fuels, and minerals as part of the export portfolio has a negative and positive impact on economic growth. However, the mechanisms underlying these associations remain unclear, although factors such as institutions, conflicts, impact from colonial periods as well as choice of trading partners are possible explanations that may help understanding and interpreting economic development in Africa.



1	Introduktion.....	1
2	Bakgrund.....	3
2.1	Allmänt bidragande faktorer till ekonomisk tillväxt.....	3
2.2	Exportportfölj med primära varor.....	3
2.3	Export och exportdiversifiering i Afrika.....	4
3	Teorier.....	6
3.1	Priselasticiteten på primära varor	6
3.2	Jordbruket och den ekonomiska tillväxten.....	6
4	Tidigare forskning	8
4.1	”Big push”, ”boom” i naturresurser och ekonomisk tillväxt.....	8
4.2	Naturresurser, en välsignelse eller förbannelse?	8
4.3	Konsekvenser av ”African Growth and Opportunity Act” i Afrika	9
5	Data och deskriptiv statistik.....	10
6	Empirisk specifikation.....	13
6.1	Regressionsanalyser.....	13
6.2	Test av regressionsanalyser	13
6.2.1	Test för multikollinearitet.....	13
6.2.2	Hausman-test	14
7	Resultat	16
8	Diskussion.....	27
9	Slutsats.....	29
10	Referenser	30
10.1	Tryckta källor	30
10.2	Elektroniska källor.....	31



1 Introduktion

Afrika har potential till att öka sin andel av den sammanlagda världsexporten. Trots detta har kontinenten en lågt värderad andel export som 2014 visade 346 miljarder dollar medan Asiens export värderades till 6,6 biljoner dollar. En stark exportsektor innebär ekonomisk tillväxt där sammansättning av exportportfölj påverkar landets totala BNP. Ekonomisk tillväxt påverkas också av flera faktorer såsom infrastruktur, utbildning, mått av korruption, institutioner och handelsliberalisering länder emellan. Hög andel av primära varor i exportportföljen påverkar landet negativt då internationell handel baserad på komparativa fördelar inte ger någon ekonomisk tillväxt för utvecklingsländer. Ett land specialiserad på export av primära varor påverkas negativt då primära varor tycks hindra utveckling av andra ekonomiska sektorer och industrialisering. År 1999 indikerade Sachs och Werner att naturresurser påverkar ekonomisk tillväxt negativt. Senare studier har försökt förklara om denna negativa koppling grundas i beroende av primära varor i exportportföljen eller på landets rådande politiska och ekonomiska institutioner. I den här kandidatuppsatsen undersöks val av exportportfölj associerat med ekonomisk tillväxt i Afrika då en stor andel av alla utvecklingsländer befinner sig söder om Sahara. Där kämpar länderna mot handelsrestriktioner med höga tullar på exportvaror av primära varor. Stämmer det att afrikanska länder med fokus på jordbruksråvaror, bränsle och mineraler i exportportföljen har en negativ ekonomisk tillväxt eller har det skett en förändring sedan millenniumskiftet? Tillväxer dessa afrikanska länder annorlunda än sina grannländer?

I den här uppsatsen undersöks sex förklarande variabler som associeras med ekonomisk tillväxt: logaritmering av initialt BNP per capita, logaritmering av index på humankapital, logaritmering av andel investeringar av total BNP i landet, logaritmering av regeringens konsumtion av BNP och logaritmering av andel jordbruksråvaror och bränsle och mineraler av total BNP i exportportföljen, genom en linjär regressionsanalys. Nämnade förklarande variabler har utgått från sju år med fem års mellanrum (1980, 1985, 1990, ..., 2010) för att sedan se deras påverkan på den beroende variabeln ekonomisk tillväxt förändring mellan dessa sju år (1980-1985, 1985-1990, 1990-1995, ..., 2010-2015). För att testa "Ordinary Least Square" (OLS) estimering av parametervärde (β) och signifikansnivå för förklarande variabler har både ett Hausman- och multikollinearitets-test utförts. Hausman-testet visar att modellerna har fixerad effekt i feltermerna och multikollinearitets-testet visar att förklarande

variablerna initialt BNP per capita och humankapitalet har medelhög korrelation. Kandidatstudiens huvudresultat visar på att modellerna kan tolkas olika p.g.a. av val av metod. Det finns indikationer på att andel jordbruksråvaror, bränsle och mineraler i exportportföljen påverkar ekonomisk tillväxt negativt och positivt, men det finns också anledning att tro att fler förklarande variabler än investeringar, initialt BNP per capita, regeringens konsumtion samt index på humankapital, behövs för att förklara ekonomisk tillväxt i afrikanska länder. Det hade varit intressant att studera mer noggrant samband mellan handelspartner och ökning av jordbruksråvaror, bränsle och mineraler på senare år för att få en bättre förståelse kring ekonomisk tillväxt i Afrika.

2 Bakgrund

2.1 Allmänt bidragande faktorer till ekonomisk tillväxt

Definitionen av ekonomisk tillväxt är det sammanlagda värdet av alla varor och tjänster (bruttonationalprodukt) som ett land producerar från en tidpunkt till en annan. Tillväxttakten uttrycks i procent och väljs i allmänhet från ett år i jämförelse med nästkommande (Pontus Hansson, 2020). Tillväxttakten mäter en ökning i produktionsnivå, men också hur landets totala inkomster ökar då värdet av allt som produceras i ett land är lika med inkomsterna som genereras.

Totala investeringar i ett land är viktiga för den ekonomiska tillväxten då investeringar i realkapital ger utrustning, maskiner, byggnader och investeringar i humankapital vilket ger befolkningen möjlighet att förvärva ny kunskap. Utöver investeringar behövs en välfungerande infrastruktur såsom kommunikation, energiförsörjning och vattenförsörjning som utgör grunden för ett lands produktion. Komplement till infrastrukturen är institutioner som får politik, ekonomi och juridik att fungera väl då rättsväsende med tydlig lagstiftning i äganderätt hämmar framtida ekonomiska tvister, sänker risken för investerare och motarbetar korruption. Implementering av ny teknologi kräver investeringar och bedömning av investeringsprojekt sköts av finansiärer med finansiellt kapital (föreläsning Pontus Hansson, 2020).

2.2 Exportportfölj med primära varor

Utvecklingsländer tenderar att ha en exportportfölj bestående av primära varor (jordbruksråvaror, bränsle och mineraler) och tillverkade varor med låg teknologisk nivå såsom textilier, där rådande internationellt handelssystem hindrar ekonomisk tillväxt i utvecklingsländer p.g.a. att specialisering i komparativa fördelar inte ökar exporten (Carbaugh, 2010). Många av dessa länder ligger söder om Sahara där i genomsnitt 80% av exporten består av oprocessade mineraler och energier. För dessa länder kvarstår utmaningen att transformera ekonomin med fokus på industrialisering. Bristfällig infrastruktur, ofullständiga utbildningsplaner i skolan, höga mått på korruption och höga tullar är fortfarande ett problem i länderna (Carbaugh, 2010) som bidrar till låg grad av industrialisering och ekonomisk tillväxt. Liberalisering av handel, investeringar och ett ökat

humankapital har påverkat den ekonomiska tillväxten positivt i flera tidigare utvecklingsländer såsom Kina, Indien, Mexiko, Sydkorea och Marocko (Carbaugh, 2010). I Afrika har inte samma positiva utveckling skett, och en förklaring skulle kunna vara den hämmande effekten av höga tullar på primära varor (Carbaugh, 2010).

Låga marknadsandelar i handel p.g.a. global protektionism på jordbruksråvaror och arbetsintensiva tillverkningsvaror såsom textilier gör att utvecklingsländer har det svårt att konkurrera inom dessa exportområden (Carbaugh, 2010). Det försvåras ytterligare när utvecklade länder stöttar sina bönder med bidrag, vilket i sin tur leder till lägre importbehov av utvecklingsländers primära varor. I tillägg får utvecklingsländer konkurrera mot en högre kvantitet av primära varor på marknaden där bidrag till inhemsk produktion i avancerade länder leder till ett överskott som ges på världsmarknaden till ett lägre pris. Exempelvis år 2007 kostade ett ton ris i USA efter subventioner 205 dollar något som risfarmare i Afrika sålde för 230 dollar. Liknande utmaningar gällde för bomullsjordbrukarna i Afrika (Carbaugh, 2010).

2.3 Export och exportdiversifiering i Afrika

Av utvecklingsregionerna Sydamerika, Asien och Afrika har den sista av de tre lägst andel värde av den totala världsexporten. I dollar mätt har Afrikas prestation legat på ungefär liknande nivå sedan 1948 till 1987 då markanta skillnader började synas i exporten då den överskred 100 miljarder dollar. Sedan dess har exportens värde långsamt ökat där Afrika år 2012 nådde en export med totalt värde på 640 miljarder dollar. Det starka exportvärdet 2012 höll tyvärr inte då 2016 visade på en nedgång till 346 miljarder dollar (UNCTAD, 2018). Jämförs detta med Asiens prestation där nivån var samma mellan åren 1948 till 1972, men år 2014 nådde Asien en topp på 6.8 biljoner dollar (data från www.UNCTAD.org).

Exportdiversifiering i Afrika är också lägst bland utvecklingsregionerna Sydamerika, Afrika och Asien där kontinenten sedan 1948 till 2016 haft en stadig nedgång i procent av total världsexport. År 1948 låg den total exporten på ca 7%, därefter ca 5% år 1972, ca 3% år 1984 och slutligen 2% år 2016. Detta kan jämföras med Asien som hade en andel på ca 12% år 1948, ca 9% 1972, 17% 1984 och avslutningsvis ca 36% år 2016 (UNCTAD, 2018). I övrigt är Kina en stor handelspartner med Afrika där år 2018 visade att Afrikas import och export

från Kina låg på 16% respektive 19% . Kina investerar också i infrastruktur söder om Sahara (McGregor and Havenga, 2019).

3 Teorier

3.1 Priselasticiteten på primära varor

Konsekvensen av att ha ett fåtal primära varor i exportportföljen är en instabil exportsektor med negativa externaliteter som försämrade skörd eller minskat intresse i efterfrågan (Carbaugh, 2010). Minskade vinster, förstörda möjligheter till inkomst och sämre jobbmöjligheter i landet påverkar den ekonomiska tillväxten negativt. Normalt brukar priselasticiteten för primära varor ligga på runt 0.2-0.5%, vilket innebär att 1% förändring i pris medför 0.2% förändring i kvantitet (Cline, 1979) och priser för primära varor definieras som inelastiska då förändring i pris överstiger förändring av kvantitet (Carbaugh, 2010).

När inkomster ökar minskar behovet av primära varor och efterfrågan på tillverkade varor ökar hos befolkningen. En studie från FN visade på att priser på primära varor under 1876-1880 och 1946-1947 hade tappat i genomsnitt 32% i jämförelse med tillverkade varor (United Nations Commissions for Latin America, 1950). Studien har i efterhand setts som inkonklusiv då det fanns brister i data och problem i att färdigställa prisindex. År 2004 visade FN, utan brister i data, att mellan 1961 och 2001 hade priset på jordbruksråvaror minskat med i genomsnitt 70% i jämförelse med priser på tillverkade varor. Särskilt sårbara av prisnedgången var de fattiga länderna söder om Sahara. Världsbanken estimerade mellan 1970-1997 att länder som inte exporterar olja i Afrika hade en försämrade ”*terms of trade*” där förlusten var stor (Food and Agriculture Organization (FAO) of the United Nations, 2004). Oljeproducerande länder i resten av världen påverkas inte lika negativt av försämrade ”*terms of trade*” då exempelvis Kina, Indien och Ryssland har visat på resistans genom förbättrad skalekonomi i produktionen av råvaror som exempelvis majs och bomull och minskat sitt beroende av olja (Carbaugh, 2010).

3.2 Jordbruket och den ekonomiska tillväxten

Vedertagen syn på jordbruket i ett utvecklingsland är att hög produktivitet i jordbruket leder till nödvändig industrialisering. Under den industriella revolutionen i England på 1800-talet sågs detta samband tydligt, då produktion av mat gav näring åt den engelska befolkningen som kunde jobba med utveckling av industrin. Mer mat av ett mindre antal arbetare befriar arbetskraft från jordbrukssektorn till tillverkningsindustrin som i sin tur driver upp inkomster och då också efterfrågan av industriella produkter. Inkomster från företag sparas och investeras i industrin (Matsuyama, 1991). Tesen har inte visat sig gälla för alla länder då

jordbruket i Nederländerna och i New England gav motsatta svar (Matsuyama, 1991). Forskare inom ekonomisk historia har försökt förklara detta genom Ricardomodellen om komparativa fördelar, där negativa kopplingar finns mellan produktivitet i jordbruk och grad av industrialisering (Mokyr, 1976; Field, 1978 och Wright 1979; Matsuyama, 1991). Enligt Ricardomodellen konkurrerar jordbruk- och tillverkningssektorn om samma mängd lågutbildad arbetskraft, där låg arbetsproduktivitet i jordbruket innebär riklig tillförsel av billig arbetskraft till tillverkningssektorn (Matsuyama, 1991).

4 Tidigare forskning

4.1 ”Big push”, ”boom” i naturresurser och ekonomisk tillväxt

Begreppet ”Big push” innebär att ett land behöver en ekonomisk knuff för att starta nödvändig industrialisering som genererar ekonomisk tillväxt (Sachs och Werner, 1999). Att ett land specialiserar sig på en naturresurs i exporten kan faktiskt visa sig nödvändig för att få till en ekonomisk utveckling. Tidigare data pekar på att det finns en negativ korrelation mellan ekonomisk tillväxt och en stor andel naturresurser (Sachs och Werner, 1999). Det går dock inte att urskilja varför det är så, då det både kan bero på att ett land med rikliga tillgångar i naturresurser har tillfällig nedgång i tillväxt eller att det finns andra faktorer som spelar roll.

Sachs och Werner har i sin studie indikerat att teorin om ”Big push” inte håller genom slutsatsen att inga länder visade en ökning i BNP per capita efter ”Big push”. Tvärtom verkade den ekonomiska tillväxten efteråt visa på nedgång (Sachs och Werner, 1999). I fyra olika kross-länder regressioner som testar skillnad mellan länder med beroende variabel tillväxt i PPP-justerad BNP per capita mellan åren 1965-1990 med 79 och 76 länder visade en negativ koppling mellan andel naturliga resurser av total BNP och ekonomisk tillväxt med högt R^2 i alla fyra fall (Sachs och Werner, 1999). Svaret enligt Kaplinsky ligger i att naturresurser har negativa ”backward” och ”forward” ”linkages”, vilket innebär att konsekvensen av ”boom” har en liten effekt på utveckling av andra ekonomiska sektorer. Oftast brukar vinsten av en ”boom” konsumeras istället för att investeras och specialisering på naturresurser skiftar fokus från sektorer som ger positiva effekter på den ekonomiska tillväxten (Sachs och Werner, 1999).

4.2 Naturresurser, en välsignelse eller förbannelse?

Sachs och Werner menar att länder specialiserade på naturresurser har en försämrad ekonomisk tillväxt. Senare forskning har försökt att svara på frågan om det är just naturresurserna eller dåligt fungerande institutioner som är problemet eller om det finns en koppling till en viss typ av naturresurs (Havranek, Horvath och Zeynalov 2016). I de studier som undersökte kvalitén av institutioner visade att det fanns ett samband mellan institutioner och ekonomisk tillväxt (Arezki och van der Ploeg, 2007; Boschini et al., 2007; Horvath och

Zeynalov, 2014; Isham et al., 2005, Mehlum et al., 2006; Kolstad och Wiig, 2009). Institutionerna som undersöktes var både ekonomiska och politiska (Al-Ubaydli, 2012).

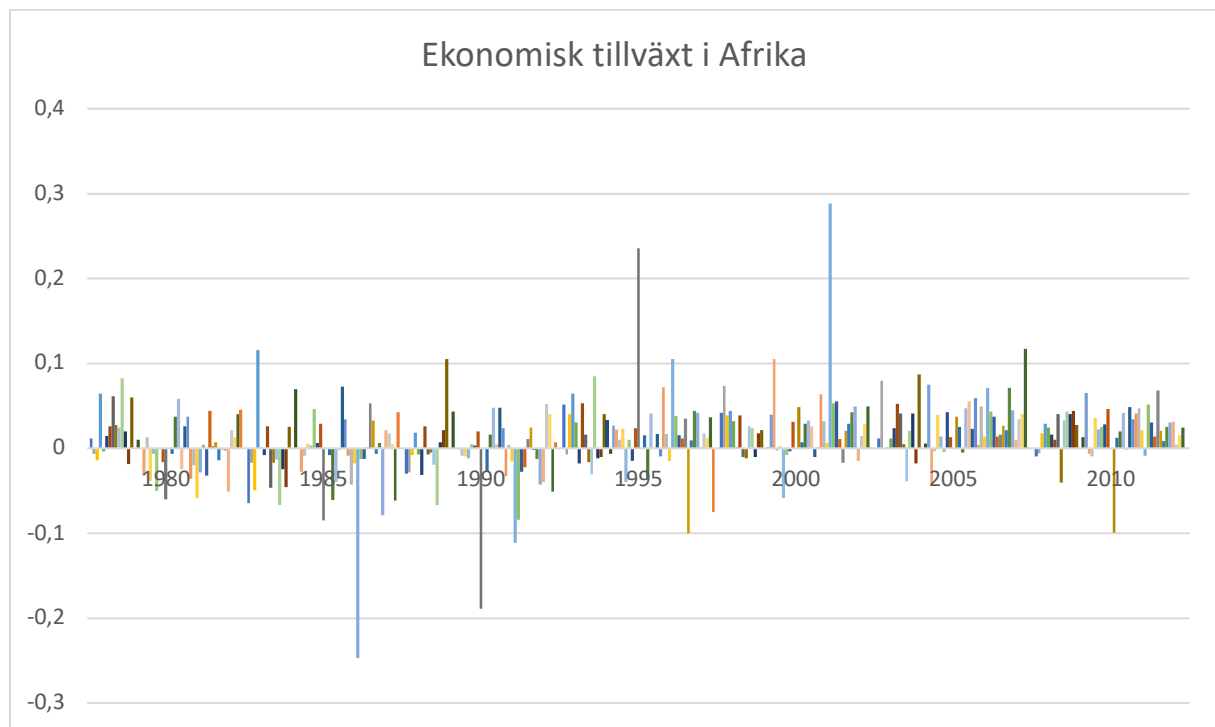
Det är viktigt att skilja på om ett land är beroende av en naturresurs i sin export eller om landet har en riklig naturresursreserv (Brunnsschweiler och Bulte, 2008). Studier där institutioner är endogena i sin påverkan visar att ett land som är rik på naturresurser också tenderar att ha bättre institutioner och kraftigare ekonomisk tillväxt. Det motsatta gav ingen signifikant effekt mellan ett lands exportberoende av en naturresurs och ekonomisk tillväxt och därför bör påståendet om naturresursers negativa association med ekonomisk tillväxt ifrågasättas (Havranek, Horvath och Zeynalov, 2016). Ytterligare forskning som Sala-i-Martin och Subramanian bedrev 2013, visar att när olja upptäcks blir konsekvenserna flera: appreciering av valutakurs (valutan blir dyrare) som medför konsekvenser som är skadliga för andra sektorer. Export med fokus på naturresurser kan också påverka fysisk- och humankapital negativt med en minskning i båda på lång sikt (Gylfason, 2001; Gylfason och Zoega, 2006).

4.3 Konsekvenser av ”African Growth and Opportunity Act” i Afrika

Garth Frazer och Johannes van Biesebroeck har undersökt om den afrikanska handeln med USA påverkades positivt av införandet av ”African Growth and Opportunity Act” (AGOA) år 2000. Ambitionen var att minska tullar på primära varor och på så sätt stimulera handel mellan USA och Afrika. Eftersom policyn påverkade både länder och varor har metoden i arbetet utgått från en trippel differens-i-differensestimat, där kontroller har gjorts på både länder och produkter som visade skillnader efter implementeringen av policyn. Trots brister i AGOA, som exempelvis att vissa ”import-sensitiva” produkter påverkades negativt och att höga transaktionskostnader tillkom för afrikanska länder, visar studien på en signifikant effekt på en ökning av export av kläder och jordbruksråvaror till USA. Den totala importen har växt under den tid som policyn infördes och exporten till Europa visade ingen minskning (Frazer och van Biesebroeck, 2007).

5 Data och deskriptiv statistik

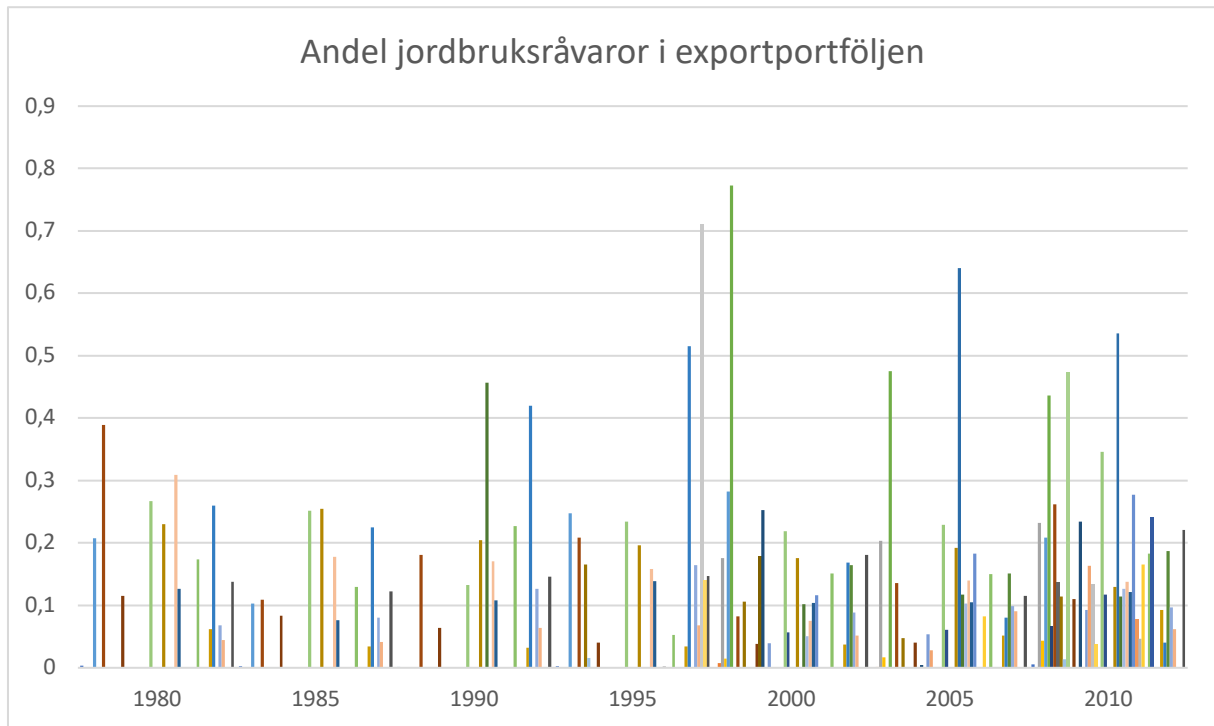
Diagram 1 – Ekonomisk tillväxt i 49 afrikanska länder



y-axeln visar ekonomisk tillväxt (*gy*) och *x*-axeln visar sju tidsperioder (1980-1985, 1985-1990, ..., 2010-2015) (källa: Penn World (www.rug.nl)).

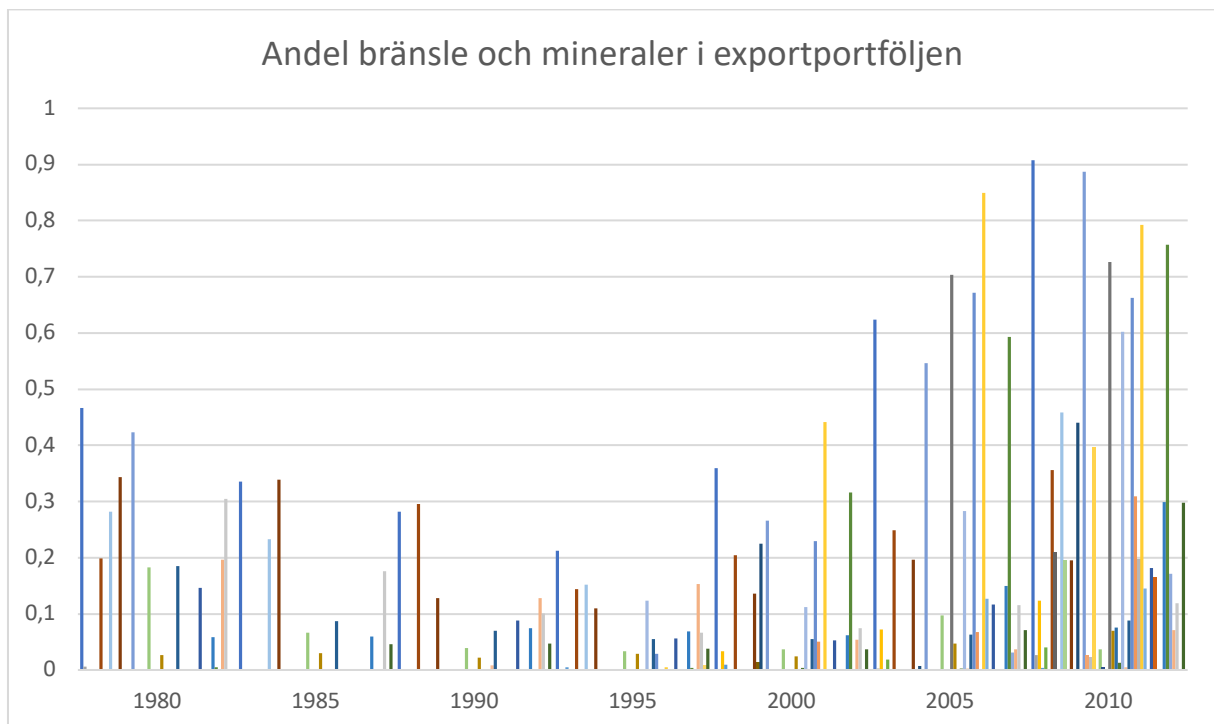
Beroende variabel är ekonomisk tillväxt (*gy*) för 49 afrikanska länder, hämtad från Penn World (www.rug.nl), under tidsperioden 1980-2015 där tillväxten är uppdelad i femårsperioder (1980-1985, 1985-1990, 1990-1995, ..., 2010-2015). *Gy* kan matematiskt preciseras genom ekvationen $((y_{t+5}/y_t)^{1/6}-1)$ där *y* är BNP per capita och *gy* är tillväxt uttryckt i procent. BNP är cdgpe tagit från Penn World som definieras som "expedenture-side" BNP med basår 2011 med nuvarande PPP i miljoner US dollar. Mätproblem finns i obalanserad paneldata då vissa av de afrikanska länderna har brist i tillgänglig information i beroende variabel.

Diagram 2 – Andel jordbruksråvaror i exportportföljen för 49 afrikanska länder



y-axeln visar andel jordbruksråvaror i exportportföljen och x-axeln visar sju olika tidpunkter för 49 afrikanska länder (källa: "World Trade Organization" (www.wto.org) och "World Developer Indicators" (www.databank.worldbank.org)).

Diagram 3 – Andel bränsle och mineraler i exportportföljen för 49 afrikanska länder



y-axeln visar andel bränsle och mineraler i exportportföljen och x-axeln visar sju tidpunkter för 49 afrikanska länder (källa: "World Trade Organization" (www.wto.org) och "World Developer Indicators" (www.databank.worldbank.org)).

Förklarande variabler är logaritmen av initialt BNP per capita för varje femårsperiod (1980,1985,1990,...,2010), logaritmen av investeringar som andel av justerad BNP efter nuvarande PPP för varje femårsperiod (1980,1985,1990,...,2010), logaritmen av regerings konsumtion som andel av justerad BNP efter nuvarande PPP för varje femårsperiod (1980,1985,1990,...,2010), logaritmen av index på humankapitalet (antal år i skolning och återkomst till studier) för varje femårsperiod (1980,1985,1990,...,2010), logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen i miljoner dollar för varje femårsperiod (1980,1985,1990,...,2010) och logaritmen av andel bränsle och mineral exportportföljen i miljoner dollar för varje femårsperiod (1980,1985,1990,...,2010). Alla ovan nämnda förklarande variabler förutom andelen jordbruksråvaror och bränsle och mineraler är hämtade från "Penn World". Mätproblem finns även här i obalanserad paneldata då vissa av de afrikanska länderna har brister i tillgänglig information i förklarande variabler som exempelvis index på humankapital, BNP per capita, investeringar, etc.

Handelsdata (period 1980-2010) på andel jordbruksråvaror, bränsle och mineraler i exportportföljen är hämtad från organisationen "World Trade Organization" (www.wto.org) och total export av gods och service baserat på basår 2010 är hämtad från "World Developer Indicators" (www.databank.worldbank.org). Mätproblem finns i obalanserad paneldata då vissa av de afrikanska länderna har brister i tillgänglig information om handel med jordbruksråvaror, bränsle och mineraler. Med andra ord finns det inte fullständig handelsstatistik för varje år under perioden 1980-2010 (1980, 1985, 1990, osv.) och BNP för den totala exporten från "World Developer Indicators" och "Penn World" utgår inte från samma basår vilket gör att inflationens påverkan blir svår att urskilja.

6 Empirisk specifikation

Regressionsanalyserna består av förklarande variabler (logaritmen av andel investeringar av BNP ($\ln inv_{i,t,j}$), logaritmen av initialt BNP per capita ($\ln y_{i,t,j}$), logaritmen av andel regeringens konsumtion av BNP ($\ln gov_{i,t,j}$), logaritmen av index på humankapitalet ($\ln hc_{i,t,j}$), logaritmen av andel jordbruksråvaror ($\ln A_{i,t,j}$), bränsle och mineraler ($\ln F_{i,t,j}$) i exportportföljen) som kan tänkas bestämma den beroende variabeln ekonomisk tillväxt ($gy_{i,t}$). Förklarande variabler har logaritmerats så att estimering av β visar elasticiteten, förändring i procent, av en ändring i förklarande variabel.

6.1 Regressionsanalyser

$$gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_6 * \ln A_{i,t,j} + \beta_7 * \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, \\ i=1, \dots, 49, t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 6 \quad (1)$$

$$gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_6 * \ln A_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, i=1, \dots, 49, \\ t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 6 \quad (2)$$

$$gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_7 * \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, i=1, \dots, 49, \\ t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 6 \quad (3)$$

Data är organiserad som en stationärt obalanserad paneldata, där gy beskrivs av tidsperiod, land och förklarande variabel. Förklarande variabel antas vara exogena, alltså $E(\varepsilon_{i,t}/X_{i,t,j}) = 0$, vilket ger en pooled "Ordinary least square" (OLS)-estimering som är opartisk med en konsistent estimering av parameter (β) (Jochumzen, 2017).

6.2 Test av regressionsanalyser

6.2.1 Test för multikollinearitet

Multikollinearitet innebär att två eller fler förklarande variabler är korrelerade, alltså en förklarande variabel är näst intill en perfekt linjär kombination av en eller av flera av de resterande förklarande variablerna i regressionsanalysen. Konsekvensen av multikollinearitet är att OLS-estimaterna blir sämre då variansen för de förklarande variablerna är för stor.

Multikollinieritet är ett gradhetsmått och för att testa om data lider av detta, så prövas korrelationen mellan förklarande variabler utan beroende variabel (Jochumzen, 2017).

$$gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_5 * \ln A_{i,t,j} + \beta_6 * \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1, \dots, 49, \\ t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 5 \quad (1.1)$$

➔ (Se resultat av multikollinearitet för regressionsanalys 1 i tabell 3 del 7 Resultat)

6.2.2 Hausman-test

$$gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_6 * \ln A_{i,t,j} + \beta_7 * \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, \\ i=1, \dots, 49, t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 6 \quad (1)$$

$$gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_6 * \ln A_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1, \dots, 49, \\ t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 6 \quad (2)$$

$$gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_7 * \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1, \dots, 49, \\ t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 6 \quad (3)$$

Innan test utförs måste antagande förtydligas. De linjära regressionsanalyserna ovan består av stationärt obalanserad paneldata, en kombination av tidserier och kross-sektionell data, med antingen sex eller fem förklarande variabler och en-vägs felterms komponerad modell med individuellt specifika effekter. Feltermernas uppsättning i en felterms komponents modell består av $\varepsilon_{i,t} = \alpha_i + \mu_{i,t}$ där de förklarande variabelerna X_i är exogena med avseende på feltermerna $\mu_{i,t}$, $E(\mu_{i,t} / X_i) = 0$. Feltermerna $\mu_{i,t}$ är homoscedastiska och autokorrelerar inte. Det antas också finnas individuellt-specifika variationer över tid i den förklarande variabeln, α_i , där feltermerna antingen är fixerade eller slumpmässiga (Jochumzen, 2017).

Om den individuellt specifika effekten är fixerad kommer de slumpmässiga (RE) estimaten att vara konsistenta, vilket innebär att estimaten för RE och fixerad effekt (FE) av β kommer att konvergera till olika värden. Om den individuellt specifika effekten är slumpmässig kommer estimaten RE och FE av β att konvergera till samma värde, båda kommer vara konsistenta och RE estimaten kommer vara effektivast (Jochumzen, 2017).

I Hausman-testet är H_0 : den individuella specifikationens effekter är slumpmässiga. Om skillnaden mellan RE och FE estimaten är signifikant skild från noll så ratas noll-hypotesen. Testen visar att fixerad effekt är att föredra i alla modeller 1, 2 och 3 och det indikerar på individspecifika effekter som korrelerar med förklarande variabler. $E(\mu_{i,t,j}/x_{i,t,j}) = 0$, alltså ingen korrelation mellan feltermen och förklarande variabel. Det går alltså att bryta ut α_i ur $\varepsilon_{i,t} = \alpha_i + \mu_{i,t}$ och göra en ny mer effektivare estimering av $\beta_{i,t,j}$ (Jochumzen, 2017). Nedan visas regressionsanalyserna 1, 2 och 3 justerade efter fixerad effekt med skillnad i interceptets storlek p.g.a. av α_i :

$$gy_{i,t} = (\beta_1 + \alpha_i) + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_6 * \ln A_{i,t,j} + \beta_7 * \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, i=1, \dots, 49, t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 6 \quad (1.2)$$

$$gy_{i,t} = (\beta_1 + \alpha_i) + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_6 * \ln A_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, i=1, \dots, 49, t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 5 \quad (2.2)$$

$$gy_{i,t} = (\beta_1 + \alpha_i) + \beta_2 * \ln y_{i,t,j} + \beta_3 * \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 * \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 * \ln gov_{i,t,j} + \beta_7 * \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}, i=1, \dots, 49, t=1, \dots, 7, j=1, \dots, 5 \quad (3.2)$$

➔ (Se resultat av Hausman-test för regressionsanalyser 1, 2 och 3 i del 7 Resultat)

7 Resultat

Tabell 1 – Regressionsanalys 1 ($gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \cdot \ln y_{i,t,j} + \beta_3 \cdot \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 \cdot \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 \cdot \ln gov_{i,t,j} + \beta_6 \cdot \ln A_{i,t,j} + \beta_7 \cdot \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}$, $i=1, \dots, 49$, $t=1, \dots, 7$, $j=1, \dots, 6$)

Variabel	β	p-värde
intercept	0.077	0.048**
Logaritmen av initialt BNP per capita (lny)	-0.016	0.0012***
Logaritmen av andel investeringar av BNP (lninv)	-0.0048	0.32
Logaritmen av index humankapital (lnhc)	0.027	0.13
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP (lngov)	-0.015	0.028**
Logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen (lnA)	-0.0089	0.0003***
Logaritmen av andel bränsle och mineraler i exportportföljen (lnF)	0.00039	0.84
R ²		0.20
Antal observationer		137

* p-värde<0.1, ** p-värde<0.05, *** p-värde<0.01

I modell 1 kan en negativ ($\beta = -0.0089$, $p < 0.01$) signifikant effekt av ökad andel jordbruksråvaror i exportportföljen ses på ekonomisk tillväxt medan bränsle och mineraler har en positiv ($\beta = 0.00039$, $p > 0.01$) effekt utan signifikans. Då förklarande variabler är logaritmerade visar parametervärde (β) för jordbruksråvaror elasticiteten där jordbruksråvaror i exportportföljen påverkar den ekonomisk tillväxten negativt (-0.89%). Andelen bränsle och

mineraler i exportportföljen ger positiv (0.039%) effekt utan signifikansnivå på den ekonomiska tillväxten.

Tabell 2 - korrelation mellan förklarande variabler i regressionsanalys 1

	Logaritmen av initialt BNP per capita (lny)	Logaritmen av andel investeringar av BNP (lninv)	Logaritmen av index humankapital (lnhc)	Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP (lngov)	Bränsle och mineraler (lnF)
Logaritmen av initialt BNP per capita (lny)	1	0.32	0.61 ¹	0.18	0.16
Logaritmen av andel investeringar av BNP (lninv)	0.32	1	0.25	0.17	0.19
Logaritmen av index humankapital (lnhc)	0.61 ¹	0.25	1	0.48	0.099
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP (lngov)	0.18	0.17	0.048	1	0.047
Logaritmen av andel bränsle och mineraler i exportportföljen (lnF)	0.16	0.19	0.099	0.047	1
Logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen (lnA)	-0.37	0.26	-0.12	0.026	-0.37

¹ hög korrelation

En hög korrelation mellan logaritmen av index av humankapitalet och logaritmen av initialt BNP per capita medan övriga variabler samvarierar medelhögt.

Tabell 3 – Regressionsanalys 1.1 ($gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \cdot \ln y_{i,t,j} + \beta_3 \cdot \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 \cdot \ln gov_{i,t,j} + \beta_5 \cdot \ln A_{i,t,j} + \beta_6 \cdot \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}$, $i=1,\dots,49$, $t=1,\dots,7$, $j=1,\dots,5$)

Variabel	β	p-värde
intercept	0.051	0.16
Logaritmen av initialt BNP per capita ($\ln y$)	-0.0096	0.013**
Logaritmen av andel investeringar av BNP ($\ln inv$)	-0.0035	0.48
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP ($\ln gov$)	-0.014	0.044**
Logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen ($\ln A$)	-0.0073	0.0024***
Logaritmen av andel bränsle och mineraler i exportportföljen ($\ln F$)	0.00073	0.71
R^2		0.15
Antal observationer		139

* p -värde < 0.1 , ** p -värde < 0.05 , *** p -värde < 0.01

Eftersom logaritmen av index av humankapitalet samvarierar starkt med logaritmen av initialt BNP per capita behålls endast den sistnämnda i modell 1.1. Tabell 3 visar att regressionsanalys 1.1 estimering av parametervärden och p-värden liknar resultaten i modell 1. Det kan beror på att OLS-estimaterna i modell 1 är opartiska och konsistenta utan medelhög multikollinearitet och därav används modell 1 vidare.

Tabell 4 – Hausman-test av regressionsanalys 1

Variabel	Fixerad effekt	Slumpmässig effekt	p-värde
Logaritmen av initialt BNP per capita (lny)	-0.053	-0.021	0.0001***
Logaritmen av andel investeringar av BNP (lninv)	-0.0091	-0.0056	0.51
Logaritmen av index humankapital (lnhc)	0.065	0.039	0.27
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP (lngov)	-0.0075	-0.0094	0.79
Logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen (lnA)	-0.0076	-0.0097	0.61
Logaritmen av andel bränsle och mineraler i exportportföljen (lnF)	0.0069	0.0012	0.015**
p-värde för fixerad effekt i feltermerna			0.0051***
Antal observationer			137

* p -värde <0.1 , ** p -värde <0.05 , *** p -värde <0.01

Hausman-test för fixerad eller slumpmässig effekt i feltermerna visar att modell 1 ($p<0.01$) har signifikans för fixerad effekt. Tabell 4 förtydligar att logaritmen av initialt BNP per capita ($\beta = -0.053$, p -värde <0.01) och logaritmen av andelar bränsle och mineraler ($\beta = 0.0069$, p -värde <0.05) visar båda på hög signifikansnivå i fixerad effekt medan resterande variabler inte

gör det. Eftersom testet visar signifikans ($p\text{-värde} < 0.01$) för fixerad effekt bör modell 1 förkastas, då OLS-estimeringen är partisk och inkonsistent, men p.g.a. för lågt antal observationer (137) behålls modell 1.

Tabell 5 – Regressionsanalys 1.2, justerad efter fixerad effekt

Variabel	β	p-värde
intercept	0.38	$p\text{-värde} < 0.001^{***}$
Logaritmen av initialt BNP per capita (lny)	-0.053	$p\text{-värde} < 0.001^{***}$
Logaritmen av andel investeringar av BNP (lninv)	-0.0091	0.22
Logaritmen av index humankapital (lnhc)	0.065	0.035**
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP (lngov)	-0.0075	0.46
Logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen (lnA)	-0.0076	0.12
Logaritmen av andel bränsle och mineraler i exportportföljen (lnF)	0.0069	0.027**
R^2		0.57
Antal observationer		137

* $p\text{-värde} < 0.1$, ** $p\text{-värde} < 0.05$, *** $p\text{-värde} < 0.01$

I tabell 5 redovisas resultaten av regressionsanalys 1, fast med justerad β efter fixerad effekt i feltermerna. Logaritmen bränsle och mineraler visar på positiv ($\beta = 0.0069$, $p\text{-värde} < 0.05$) signifikant effekt på ekonomisk tillväxt medan logaritmen av jordbruksråvaror visar på negativ ($\beta = -0.0076$, $p\text{-värde} > 0.1$) utan signifikant effekt. R^2 (0.57) i modell 1.2 är nu högre än tidigare regressionsanalys 1.

Tabell 6 – Regressionsanalys 2 ($gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \cdot \ln y_{i,t,j} + \beta_3 \cdot \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 \cdot \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 \cdot \ln gov_{i,t,j} + \beta_6 \cdot \ln A_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}$, $i=1,\dots,49$, $t=1,\dots,7$, $j=1,\dots,5$)

Variabel	β	p-värde
intercept	0.073	0.043 **
Logaritmen av initialt BNP per capita ($\ln y$)	-0.015	0.0008 ***
Logaritmen av andel investeringar av BNP ($\ln inv$)	-0.0045	0.30
Logaritmen av index humankapital ($\ln hc$)	0.034	0.032**
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP ($\ln gov$)	-0.012	0.051*
Logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen ($\ln A$)	-0.0091	p-värde<0.001***
R ²		0.17
Antal observationer		154

* p-värde<0.1, ** p-värde<0.05, *** p-värde<0.01

I regressionsanalys 2 har förklarande variabler bränsle och mineraler tagits bort p.g.a. medelhög korrelation (-0.37) i tabell 2. Logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen visar negativ ($\beta = -0.0091$, p-värde < 0.01) signifikant effekt på den ekonomiska tillväxten som i modell 1, men med lägre R² (0.17). Logaritmen av initialt BNP per capita ($\beta = -0.015$, p-värde<0.05), logaritmen av index av humankapitalet ($\beta = 0.034$, p-värde < 0.05) och logaritmen av andel regeringens konsumtion av BNP ($\beta = -0.012$, p-värde<0.1) visar alla på signifikant effekt på ekonomisk tillväxt som i modell 1.

Tabell 7 – Hausman-test av regressionsanalys 2

Variabel	Fixerad effekt	Slumpmässig effekt	p-värde
Logaritmen av initialt BNP per capita (lny)	-0.048	-0.020	0.0005***
Logaritmen av andel investeringar av BNP (lninv)	0.0012	-0.0043	0.19
Logaritmen av index humankapital (lnhc)	0.056	0.041	0.52
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP (lngov)	-0.0045	-0.0088	0.54
Logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen (lnA)	-0.0093	-0.010	0.80
P-värde för fixerad effekt i feltermerna			0.0020***
Antal observationer			154

* p -värde <0.1 , ** p -värde <0.05 , *** p -värde <0.01

I tabell 7 visar Hausman-test att regressionsanalys 2 (p -värde <0.01) har signifikans för fixerad effekt som i modell 1. Tabell 7 förtydligar att initialt BNP per capita ($\beta = -0.048$, p -värde <0.01) visar signifikans för fixerad effekt. Eftersom modell 2 visar signifikans i fixerad effekt bör OLS-estimering förkastas p.g.a. av partisk och inkonsistent parameter-estimering, men i likhet med modell 1 är antal observationer (154) för få och därför behålls modell 2.

Tabell 8 – Regressionsanalys 2.2, justerad efter fixerad effekt

Variabel	β	p-värde
c	0.35	p-värde<0.001***
Logaritmen av initialt BNP per capita (lny)	-0.048	p-värde<0.001***
Logaritmen av andel investeringar av BNP (lninv)	0.0012	0.85
Logaritmen av index humankapital (lnhc)	0.056	0.059*
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP (lngov)	-0.0045	0.64
Logaritmen av andel jordbruksråvaror i exportportföljen (lnA)	-0.0094	0.042**
R ²		0.50
Antal observationer		154

* p-värde<0.1, ** p-värde<0.05, *** p-värde<0.01

Modell 2.2 redovisar resultaten av regressionsanalys 2, fast med justerad β efter fixerad effekt i feltermerna. Logaritmen av andel jordbruksråvaror visar på negativ ($\beta = -0.0094$, p-värde<0.05) signifikant effekt på ekonomisk tillväxt med större R² (0.50) än i modell 2.

Tabell 9 - Regressionsanalys 3 ($gy_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \cdot \ln y_{i,t,j} + \beta_3 \cdot \ln inv_{i,t,j} + \beta_4 \cdot \ln hc_{i,t,j} + \beta_5 \cdot \ln gov_{i,t,j} + \beta_6 \cdot \ln F_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}$, $i=1, \dots, 49$, $t=1, \dots, 7$, $j=1, \dots, 5$)

Variabel	β	p-värde
intercept	0.074	0.062*
Logaritmen av initialt BNP per capita ($\ln y$)	-0.011	0.015 **
Logaritmen av andel investeringar av BNP ($\ln inv$)	-0.0010	0.84
Logaritmen av index humankapital ($\ln hc$)	0.020	0.26
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP ($\ln gov$)	-0.018	0.0086 ***
Logaritmen av andel bränsle och mineraler i exportportföljen ($\ln F$)	0.0027	0.17
R ²		0.11
Antal observationer		142

* p -värde < 0.1, ** p -värde < 0.05, *** p -värde < 0.01

I regressionsanalys 3 har förklarande variabler logaritmen av andel jordbruksråvaror tagits bort p.g.a. medelhög korrelation (-0.37) i tabell 2. Logaritmen av andel bränsle och mineraler visar positiv ($\beta = 0.0027$, p -värde > 0.1) effekt utan signifikans på den ekonomiska tillväxt med lågt R² (0.11).

Tabell 10 – Hausman-test av regressionsanalys 3

Variabel	Fixerad effekt	Slumpmässig effekt	p-värde
Logaritmen av initialt BNP per capita (lny)	-0.054	-0.018	p-värde<0.001***
Logaritmen av andel investeringar av BNP (lninv)	-0.0068	-0.0030	0.49
Logaritmen av index humankapital (lnhc)	0.064	0.036	0.15
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP (lngov)	-0.0071	-0.013	0.38
Logaritmen av andel bränsle och mineraler i exportportföljen (lnF)	0.0066	0.0028	0.13
p-värde för fixerad effekt i feltermerna			0.0001***
Antal observationer			142

* p-värde<0.1, ** p-värde<0.05, *** p-värde<0.01

I modell 3 visar Hausman-test (p-värde<0.01) signifikans för fixerad effekt i feltermerna. Likt modell 1 och 2 förtydligar tabell 10 att logaritmen av initialt BNP per capita visar ($\beta = -0.054$, p-värde<0.01) signifikant fixerad effekt. Eftersom test för modell 3 visar signifikans för fixerad effekt bör OLS-estimering förkastas p.g.a. av partiska och inkonsistenta parametervärden, men samma som tidigare fall är antal observationer (142) för få och modell 3 behålls.

Tabell 11– Regressionsanalys 3.2, justerad regressionsanalys efter fixerad effekt

Variabel	β	p-värde
c	0.41	p-värde<0.001***
Logaritmen av initialt BNP per capita (lny)	-0.054	p-värde<0.001***
Logaritmen av andel investeringar av BNP (lninv)	-0.0068	0.37
Logaritmen av index humankapital (lnhc)	0.064	0.019*
Logaritmen av andel regeringens konsumtions av BNP (lngov)	-0.0071	0.45
Logaritmen av andel bränsle och mineraler i exportportföljen (lnF)	0.0066	0.042**
R ²		0.55
Antal observationer		142

* p-värde<0.1, ** p-värde<0.05, *** p-värde<0.01

I tabell 11 har modell 3.2 justerat β efter fixerad effekt i feltermerna, där logaritmen av andel bränsle och mineraler visar på positiv ($\beta = 0.0066$, p-värde<0.05) signifikant effekt på ekonomisk tillväxt med högre R² (0.55) än i modell 7.

8 Diskussion

Samtliga regressionsanalyser visar på liknande parameterestimering där andel jordbruksråvaror i exportportföljen har en negativ effekt på den ekonomiska tillväxten. Ingen av modellerna har en R^2 högre än 0.57 vilket tyder på att förklarande variabler x har låg korrelation med beroende variabel y eller att förklarande variabel z behövas för att förtydliga den förklarande variabelns påverkan på beroende variabel. Variabel z skulle kunna vara tidigare konflikter i ett afrikanskt land, som har hämmat ekonomisk tillväxt eller kanske kvarvarande negativa konsekvenser från kolonialtiden som påverkat ekonomiska och politiska institutioner eller hög andel korruption. Z skulle också kunna vara handel med specifikt land där t.ex. Kinas handel med många afrikanska länder har ökat markant de senaste åren och sannolikt påverkat den ekonomiska utvecklingen.

Högre andel bränsle och mineraler i exportportföljen i modellerna visar på positiv effekt på ekonomisk tillväxt med något skilda parameterestimeringar beroende på fixerad effekt eller OLS-estimering. Ingen av modellernas R^2 var högre än 0.57 vilket kan i likhet med tidigare resonemang bero på låg korrelation mellan förklarande variabler och beroende variabel eller att variabel z fattas.

Skillnader i parametervärden och signifikans i regressionsanalyserna bero på val av modell och antal observationer. Regressionsanalys 1, 2 och 3 har behållits trots misstänkt partisk och inkonsistent OLS-estimering, då antal totala observationer är för få och för att parametervärden är konstanta modellerna emellan. Tillgång till alla afrikanska länders data på total export av jordbruksråvaror, bränsle och mineraler i exportportföljen fanns inte för perioden 1980-2010. Det finns också anledning att misstänka att statistiken inte är fullständig, relaterat till olika förutsättningar för inrapportering, särskilt vad gäller äldre data.

I likhet med Sachs och Werners forskning ses en negativ association mellan högre andel jordbruksråvaror i exportportföljen och ekonomisk tillväxt. En tänkbar förklaring kan vara exportberoendet av jordbruksråvaror eller jordbrukets negativa effekter på humankapitalet genom att hämma utbildningsmöjligheter. Underliggande faktorer saknas och bör undersökas vidare. I jämförelse med studier kring jordbrukets effektivitet visar andel jordbruksråvaror på negativ effekt på den ekonomiska tillväxten. Produktivt jordbruk bör nödvändigtvis inte innebära högre industrialisering. Olika länder visar på olika resultat där skillnaden i Afrika

kanske beror på att jordbruket och industrin konkurrerar om samma lågutbildade arbetskraft. Bidragande negativa faktor är också jordbruksråvarors inelastiska förhållande där förändring i pris medför låg förändring i efterfrågande kvantitet av jordbruksråvaror. Det skapar instabilitet som ger en nedgång i den ekonomiska tillväxten.

Naturresurserna bränsle och mineraler visar på det motsatta då de är positiva för den ekonomiska tillväxten. Kanske har vissa afrikanska länder monopol på en specifik mineral eller bränsle som gör att just de är attraktiva på marknaden? Generellt värderas bränsle och mineraler högre på marknaden är jordbruksråvaror. Bränsle och mineraler lär inte heller vara lika beroende av väderförhållande som jordbruksråvaror.

Modellernas resultat skiljer sig från Frazers och van Biesebroecks där konsekvensen av AGOA gav en positiv ökning i import av jordbruksråvaror i USA vilket därav bör ha ökat den ekonomiska tillväxten. Frazer och van Biesebroeck har studerat handel med USA medan detta kandidatarbete har studerat handel med alla länder. Hade varit intressant och se om resultaten i modellerna hade ändrat sig om förklarande variabel handelspartner hade lagts till. Påverkas Afrika annorlunda av handel med rika länder som USA eller av handel med utvecklingsregioner såsom Kina? Exportportföljen antas anpassas efter typ av handelspartner. I diagram 2 och 3 (se diagram i del 5. Data och deskriptiv statistik) kan man se en ökad andel jordbruksråvaror, bränsle och mineraler i exportportföljen på senare år. Möjligen är detta en indikation på att Afrikas handelspartners är intresserade av dessa exportvaror då exempelvis Kina stod för 16% av Afrikas totala export.

9 Slutsats

Resultatet av denna kandidatstudie är att alla modeller kan tolkas olika. Det finns indikationer på att jordbruksråvaror, bränsle och mineraler i exportportföljen påverkar den ekonomiska tillväxten negativt och positivt då parametervärden hålls konstanta. Men det finns också anledning att tro att fler förklarande variabler än initial BNP per capita, investeringar, index på humankapital samt regeringens konsumtion, som behövs för att komplettera modellerna då ekonomisk tillväxt skall förklaras. Det skulle vara av intresse att andra forskade vidare på samband mellan Afrikas handelspartners och ökning av andel jordbruksråvaror, bränsle och mineraler i exportportföljen på senare år för att få en bättre förståelse kring ekonomisk tillväxt i afrikanska länder.

10 Referenser

10.1 Tryckta källor

1. Robert J. Carbaugh. 2010. "*International Economics*". 13e upplagan. s. 231-240 kapitel 7.
2. Jerre Behman. "*International Commodity Agreements: An Evaluation of the UNCTAD Integrated Commodity Program*" i William Cline. 1979. "*Policy Alternatives for a New International Economic Order*". s. 118-121.
3. United Nations Commission for Latin America 1950 "*The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems*".
4. Food and Agriculture Organization (FAO) of the United Nations. Rome, Italy 2004 "*The State of Agricultural Commodity Markets*". s. 8-12, se också Kevin Watkins och Penny Fowlers 2002 "*Rigged Rules and Double Standards: Trade, Globalization and the Fight Against Poverty*". Kapitel 6.
5. United Nations Conference On Trade And Development, UNCTAD. 2018. "*Export Diversification And Employment*". s. 5-7, kapitel 2.
6. Jeffrey D. Sachs och Andrew M. Warner. 1999. "*The big push, natural resource booms and growth*" i Journal of Development Economics vol.59 (1999), s.1 och s.45-48.
7. Raphael Kaplinsky. 2011. "*Commodities for Industrial Development: Making Linkages Work*", UNITED NATIONS INDUSTRIAL DEVELOPMENT ORGANIZATION, s. 4-6.
8. Garth Frazer och Johannes Van Biesebroeck. 2007. "*Trade Growth Under The African Growth And Opportunity Act*".
9. Kiminori Matsuyama. 1991. "*Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth**". s. 2-3.
10. A. J. Field. 1978. "*Sectoral shifts in Antebellum Massachusetts: A reconsideration*". s.146-171.
11. J. Mokyr. 1976. "*Industrialization in the Low Countries, 1795-1850*".
12. Gavin Wright. 1979. "*Cheap labor and Southern textiles before 1880*". s. 655-680.
13. Pontus Hansson. 2020. "*Kompletterande Kompendium Ekonomisk tillväxt*". s. 2 (avsnitt 2) och s.28-41 (avsnitt 10).

14. Tomas Havranek, Roman Horvath och Ayaz Zeynalov. 2016. "Natural Resources and Economic growth: A Meta-Analysis". s.135, kapitel 2.
15. R. Arezki och F. van der Ploeg. 2007. "Can the natural resource curse be turned into a blessing? The role of trade policies and institutions" i CEPR discussion papers 6225. C.E.P.R.
16. A. D. Boschini,, J. Pettersson och J. Roine. 2007. "Resource curse or not: a question of appropriability." i Scandinavian journal of economics, 109 (3), s. 593-617
17. R. Horvath och A. Zeynalov. 2014. "The natural resource curse in post-Soviet countries: The role of institutions and trade policies." i IOS working papers 341.
18. J. Isham, M. Woolcock, L. Pritchett och G. Busby. 2005. "The varieties of resource experience: Natural resource export structures and the political economy of economic growth" i World Bank Economic Review, 19(2), s. 141-174
19. H. Mehlum, K. Moene och R. Torvik. 2006. "Cursed by Resources or Institutions?" i The World Economy, 29(8), s. 1117-1131.
20. I. Kolstad och A. Wiig. 2009. "Is transparency the key to reducing corruption in resource-rich countries?" i World development, 37(3), s. 521-532.
21. Al-Ubaydli. 2012. "Natural Resources and the tradeoff between authoritarianism and development" i Journal of Economic Behavior and Organization, 81(1), s. 137-152.
22. C. N. Brunnschweiler och E. H. Bulte. 2008. "The resource curse revisited and revised: A tale of paradoxes and red herrings." I Journal of Environmental Economics and Management, 55(3), s. 248-264
23. X. Sala-i-Martin och A. Subramanian. 2013. "Addressing the natural resource curse: An illustration from Nigeria" i Journal of African Economies, 22(4), s. 570-615.
24. T. Gylfason. 2001. "Natural resource, education, and economic development." i European Economic Review, 45(4-6), s. 847-859.
25. T. Gylfason och G. Zoega. 2006. "Natural resources and economic growth: The role of investment." i The World Economy, 29(8), s. 1091-1115.

10.2 Elektroniska källor

26. "World Trade organization. Documents, data and resources. Statistics. WTO data portal", address <https://timeseries.wto.org> hämtdatum: 18/4-2020.
27. Andrew McGregor och Marthinus Havenga. 2019. "China's growing reach in Africa: are we seeing a fair trade?" i The African Report, address

- <https://www.theafricareport.com/17380/chinas-growing-reach-in-africa-are-we-seeing-a-fair-trade/> hämtdatum: 26/5-2020.
28. “Databank. World Developer Indicators”, address
<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> hämtdatum:
18/4-2020.
29. “UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT
PROSPERITY FOR ALL. Statistics” address
<https://unctad.org/en/Pages/statistics.aspx#> hämtdatum: 24/4-2020.
30. “Groningen Growth and Development Centre – Faculty of Economics and Business.
Penn World Table version 9.1.” address <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>
hämt datum: 18/4-2020.
31. Peter Jochumzen. 2017. “*Multicollinearity*” 2017 Peter Jochumzen address
https://www.youtube.com/watch?v=Usv0_eWYBtc&t=1542s hämtdatum: 10/5-2020.
32. Peter Jochumzen. 2017. “*The Hausman test for random effects*” address
<https://www.youtube.com/watch?v=LxBOUDb0rP0> hämtdatum: 10/5-2020.
33. Peter Jochumzen. 2017. “*Random effects versus fixed effects*” address
<https://www.youtube.com/watch?v=80LfcYKmTNo> hämtdatum: 10/5-2020.
34. Peter Jochumzen. 2017. “*Fixed effects model*” address
<https://www.youtube.com/watch?v=-Iwfl2GyP4I> hämtdatum: 10/5-2020.
35. Peter Jochumzen. 2017. “*Random effects model*” address
https://www.youtube.com/watch?v=pGDeKSE_Pqc hämtdatum: 10/5-2020.
36. Peter Jochumzen. 2017. “*Error component model*” address
<https://www.youtube.com/watch?v=d5YUALtKQok> hämtdatum: 10/5-2020.
37. Peter Jochumzen. 2017. “*Pooled OLS*” address
https://www.youtube.com/watch?v=YZkPGXe1_Vg&t=242s hämtdatum: 10/5-2020.
38. Peter Jochumzen. 2017. “*Panel data*” address <https://www.youtube.com/watch?v=m-g2LxYMH6E&t=473s> hämtdatum: 10/5-2020.