



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

MAKROEKONOMISKA FAKTORERS PÅVERKAN PÅ EKONOMISK OJÄMLIKHET

Fredrik Brindell

Oliver Lindell

Handledare:

Thomas Fischer

Kandidatuppsats

2021-01-11

Nationalekonomiska institutionen

Lunds universitet

Abstract

The study develops a panel data framework to highlight the relationship between income inequality and macroeconomic and demographic factors. The macroeconomic variables are selected with regard to previous research and tested for significance. Some proved to be significantly relevant for the final regression and some were excluded. Overall, based on the available data we can show that income inequality has risen in most countries over the past decades. One of the study's key findings is that an increase in inflation and education reduce income inequality. Education was found to be the single most significant variable, with the largest effect in regards to a decrease in income inequality. Also, we found that an increase in unemployment leads to a decrease in income inequality but the sole effect is relatively small. This can be attributed to national social safety nets that dampen the effect on income inequality because more people live on transfers that have lower dispersion than market income.

Keywords: Gini-coefficient, income inequality, income distribution, macroeconomic factors

Innehållsförteckning

1 Inledning	3
2 Tidigare forskning	6
2.1 Grunderna för ekonomisk ojämlikhet	6
2.2 Läget för ekonomisk ojämlikhet idag	7
2.3 Lorenzkurvan och Gini-koefficienten	7
2.4 Tidigare empiriska undersökningar	9
3 Data	10
3.1 Val av variabler	10
3.2 Data över inkomstfördelning	12
3.3 Data över makroekonomiska och demografiska variabler	16
3.4 Ekonometriska förberedelser	19
4 Metod	21
4.1 Regressionsmodell	21
4.2 Stegvisa regressioner	22
5 Resultat	23
5.1 Paneldata regression	23
5.2 Diskussion och policyimplikationer	27
6 Avslutning	34
Referenser	35
Appendix	40

1 Inledning

Ökad ekonomisk ojämlikhet har under de senaste decennierna varit en av de tuffaste utmaningarna för beslutsfattare i flertalet länder. Samtidigt som en globaliseringsvåg med teknologiska framsteg, marknadsliberala reformer, integration av finansmarknader och handel svept över världens länder så har de åtföljande fördelarna i form av ökad inkomst och ökad BNP-tillväxt inte gynnat alla delar av befolkningen i jämbördig omfattning (Roine & Vlachos & Waldenström, 2008). Således har de flesta länder och dess samhällsgrupper upplevt en ökad ekonomisk ojämlikhet där inkomstskillnaderna tilltagit. Situationen har varit densamma i utvecklingsländer som i utvecklade länder. Detta har motbevisat Kuznets-hypotesen, vilken säger att efter en viss nådd välståndsnivå ska ojämlikheten plana ut och sjunka igen (Kuznets, 1955; Barro, 2000).

För att utforma effektiva policyförslag som i högre grad distribuerar ut förtjänsten av ökad tillväxt jämnt, måste orsakerna till växande ojämlikhet kartläggas. Det finns en rad anledningar till att studera och bekämpa ekonomisk ojämlikhet. Stora inkomstskillnader leder till sociala problem liksom välfärdsproblem. Begränsningar av ekonomiska möjligheter kan även ur ett större samhällsperspektiv försvaga ett lands tillväxtpotential genom att reducera ekonomins produktionskapacitet genom att inte matcha arbete och kapital effektivt (Alesina & Rodrik, 1994; Barro, 2000). Ytterligare en farhåga är att ekonomisk ojämlikhet kan leda till en ökad protektionistisk rörelse, sociopolitisk instabilitet och en motreaktion mot ekonomisk liberalisering (Perotti, 1996; Alesina et al, 1996).

Syftet med studien är att med ett empiriskt paneldata ramverk undersöka förhållandet mellan makroekonomiska faktorer och ekonomisk ojämlikhet. Vi kommer, i enlighet med fältet (T.ex. Sarel, 1997; Jaumotte et al. 2008; Castelló-Climent, 2010) att använda oss av variabler som påverkar inkomstskillnader, eftersom en förändring av inkomstskillnader påverkar graden av ekonomisk ojämlikhet i ett land. Distinktionen mellan begreppen inkomstfördelning och inkomstskillnader är att när spridningen i inkomstfördelningen ökar så minskar inkomstskillnaderna, och tvärtom (Piketty 2015).

Studien har som mål att identifiera makroekonomiska variabler som har en signifikant effekt på trenderna i inkomstskillnaderna och att estimerar storleken på dessa effekter. Ramverket är utformat för att undersöka effekten av makroekonomiska faktorer på ekonomisk ojämlikhet,

och inte tvärtom. I slutet av 90-talet redogjorde Sarel (1997) vilka makroekonomiska variabler han funnit ha positiv påverkan på inkomstfördelningen. Ökad tillväxttakt, högre inkomstnivå, högre investeringstakt och förbättrade handelsvillkor visade sig bidra till en mer jämlik inkomstfördelning. Det är utifrån Sarels rapport som vår studie tar vid. Vi utökar ramverket för den empiriska analysen från användandet av tvärsnittsdata till användandet av paneldata. Jämfört med Sarels forskning (1997), undersöker vår studie ytterligare makroekonomiska faktorer samt att vårt datamaterial naturligtvis sträcker sig längre än tidigare rapport, till och med 2018. De valda och undersökta makroekonomiska variablerna innefattar demografiska, exogena och policyvariabler. Syftet med uppsatsen uppnås genom följande frågeställning: **Hur påverkar makroekonomiska faktorer den ekonomiska ojämlikheten i utvalda länder under perioden 1969–2018?**

Våra huvudsakliga resultat är följande: med tillgänglig data för utvalda länder, kan vi konstatera att inkomstskillnaderna har ökat i de flesta länder under de senaste decennierna, även om det finns undantag och att datan omfattas av begränsningar. Likväl, kan vi påvisa att inkomstfördelningen blivit mer ojämlik mellan inkomstgrupper högt upp i fördelningen och de längst ner i fördelningen eftersom ration mellan dessa grupper blivit större. Vår undersökning visar att en ökning av utbildning och inflation minskar inkomstskillnader. Utbildning var den mest betydelsefulla variabeln och hade störst effekt i minskningen av ekonomisk ojämlikhet, medan effekten av ökad inflation var liten. Vi fann även att en ökning av arbetslösheten ledde till en minskning av ekonomisk ojämlikhet men effekten var relativt liten.

Studien har med hänsyn till utbudet av data avgränsats till observationer över en tidsperiod från 1969 till 2018. Valet av tidsperiod motiveras av en ökad relevans för framtida policyförslag då arbetets mätperiod innefattar tidshorisonten av en till två generationer och kan definieras som närtid. Det var nödvändigt att avgränsa valet av variabler utifrån länders tillgänglighet på statistiska data av jämbördig kvalitet. Valet av variabler grundar sig i tidigare forskning och teori. Urvalet av länder styrks av att en stor majoritet av länderna har liknande ekonomiska och politiska kännetecken, samt att flertalet är medlemmar i OECD. Det gör att en del strukturella faktorer antas vara homogena, t.ex. medlemmar per hushåll, styrelseform och medellivslängd, vilket underlättar den empiriska undersökningen och jämförelsen av länder.

Uppsatsen är uppdelad i 6 avsnitt. I del 2 redogör vi för tidigare forskning på ämnet både på ett teoretiskt plan och med resultat från empiriska undersökningar. I del 3 presenteras data och

vilket urval som gjorts, sedan beskrivs de ekonometriska förberedelserna som gjorts för att säkerställa tillämpningen av data. I del 4 förklaras vår metod och regressionerna. I del 5 redovisas resultatet vilket diskuteras tillsammans med några policyimplikationer. Avslutningsvis, i del 6, sammanfattas studien och förslag på framtida forskning presenteras.

2 Tidigare forskning

2.1 Grunderna för ekonomisk ojämlikhet

Ekonomisk ojämlikhet och inkomstskillnader har sedan nationalekonomins grundande varit ett ämne som ekonomer intresserat sig för. Adam Smith menade att ekonomisk ojämlikhet var ett oundvikligt resultat av ett samhälle som blomstrade kommersiellt och hävdade att ojämlikhet till viss grad var positivt för att uppmuntra till ökad produktivitet och stärka en politisk stabilitet (Smith, 1776). Utifrån Smiths verk är det svårt att uttröna någon särskild oro för effekterna av extrem ekonomisk ojämlikhet (Rasmussen, 2016; Boucoyannis, 2013). En annan nationalekonom, Pareto, lanserade i slutet av 1800-talet en potenslag efter att ha studerat inkomstfördelning. Han såg att inkomst var väldigt ojämlikt fördelat, där få individer stod för en stor del av den totala förmögenheten medan den stora majoriteten tillhandahöll en liten del av den totala förmögenheten och därav förblev i ett stadie av fattigdom (Pareto, 1897). Den statistiska kontinuerliga fördelningen vilken blev uppkallad till Paretofördelning används för att beskriva inkomstfördelningen i samhället. Att förmögenhet följer en Paretofördelning i distributionens högra svans har blivit bekräftat av senare forskning (T.ex. Atkinson & Harrison, 1978; Levy & Solomon, 1997; Wold & Whittle, 1957).

Vad som ligger till grund för den ojämlika inkomstfördelningen och varför den verkar vara bestående över tid förklaras bland annat av att förmögenhet ärvs i generationer (Benhabib & Zhu, 2008, Atkinson, 1971) och att kapital växer exponentiellt genom lagen om kumulativ tillväxt (Jones, 2015, Saez & Zucman, 2016, Benhabib & Bisin, 2016, Benhabib et al, 2011). Den historiska avkastningen på kapital har varit väldigt gynnsam jämfört med den ekonomiska tillväxttakten i samhället och följaktligen avkastningen på arbete (Piketty, 2015).

I tidigare forskning om sambandet mellan länders utveckling och inkomstskillnader används Kuznetskurvan. Den säger att inkomstskillnaderna först växer under tiden landets utveckling sker, för att sedan sjunka när den genomsnittliga inkomstnivån nått klimax. Den ekonomiska ojämlikheten går då tillbaka till lägre nivåer när landet nått en tillräckligt hög utvecklingsnivå (Kuznets, 1955). Senare forskning har konstaterat att det inte finns bevis för sambandet mellan ökad inkomstnivå och inkomstskillnader (Bruno & Ravallion & Squire, 1996; Fishlow, 1996). Vår studie kommer därför inte fokusera på vidare undersökningar gällande Kuznetskurvan.

2.2 Läget för ekonomisk ojämlikhet idag

Enligt Piketty är ett alarmerande exempel att, av den totala ökningen av den amerikanska tillväxten mellan 1977–2007, gick tre fjärdedelar till de rikaste 10 procenten. Den extrema ekonomiska ojämlikheten återfinns i statistiken för de allra rikaste. För den rikaste en procenten så gick 60 procent av ökningen av nationalinkomsten till dem. Inkomsten för resterande 90 procenten av USA:s befolkning steg under samma tid med mindre än 0,5 procent per år (Piketty, 2015 & Piketty & Saez, 2003). Pikettys (2015) prognos för USA visar att toppdecilen i samhället år 2030 kommer att tjäna 60 procent av nationalinkomsten.

Sverige var på 70- och 80-talet ett av världens mest jämlika länder mätt i förmögenhetskoncentration. Toppercentilen fick drygt 7 procent, toppdecilen fick knappt 25 procent, och resterande 9 deciler fick 75 procent av den totala inkomsten, där både arbete och kapital är inräknat (Piketty, 2015). Under kommande decennier skulle detta komma att förändras drastiskt. Idag är Sverige lika ekonomiskt ojämlikt som de flesta av Europas länder. Det var under 80- och 90-talet som inkomstskillnaderna började öka (Roine & Waldenström, 2010, Piketty, 2015). I Frankrike har ett liknande mönster observerats liksom i resterande europeiska länder, med ökade inkomstskillnader (Piketty, 2003). I Indien har ojämlikheten ökat mellan åren 1983 till 2012 och under 2012 erhöll den rikaste en procenten 22 procent av inkomsterna i landet (Chancel & Piketty, 2016). Den ekonomiska ojämlikheten i Sydamerika har under 1900-talet varit hög. Dock har trenden de senaste 40 åren, till skillnad från ovanstående områden, minskat markant, men de ligger fortfarande på höga nivåer (CEDLAS, 2020). I Asien har den ekonomiska tillväxten blomstrat den senaste tiden, men det är till stor del de som är välutbildade och har högkvalificerade yrken som tagit del av tillväxten, vilket lett till ökad ekonomisk ojämlikhet i världsdelen (Gnagoin et al, 2019).

2.3 Lorenzkurvan och Gini-koefficienten

Lorenzkurvan visar grafiskt på den kumulativa inkomstfördelningen för ett land (Lorenz 1905). På x-axeln i figur 1 syns den kumulativa procenten av landets befolkning och på y-axeln den motsvarande kumulativa procenten av dess inkomst. När inkomsterna är jämnt fördelade är Lorenzkurvans lutning lika med enhetskvadratens diagonal. Ett klagörande exempel på detta skulle vara att 50 procent av befolkningen erhåller exakt 50 procent av den totala inkomsten. En sådan helt jämlik inkomstfördelning har dock aldrig existerat, utan Lorenzkurvan är en ökande och konvex funktion för alla världens länder. Konvexiteten är intuitivt meningsfull

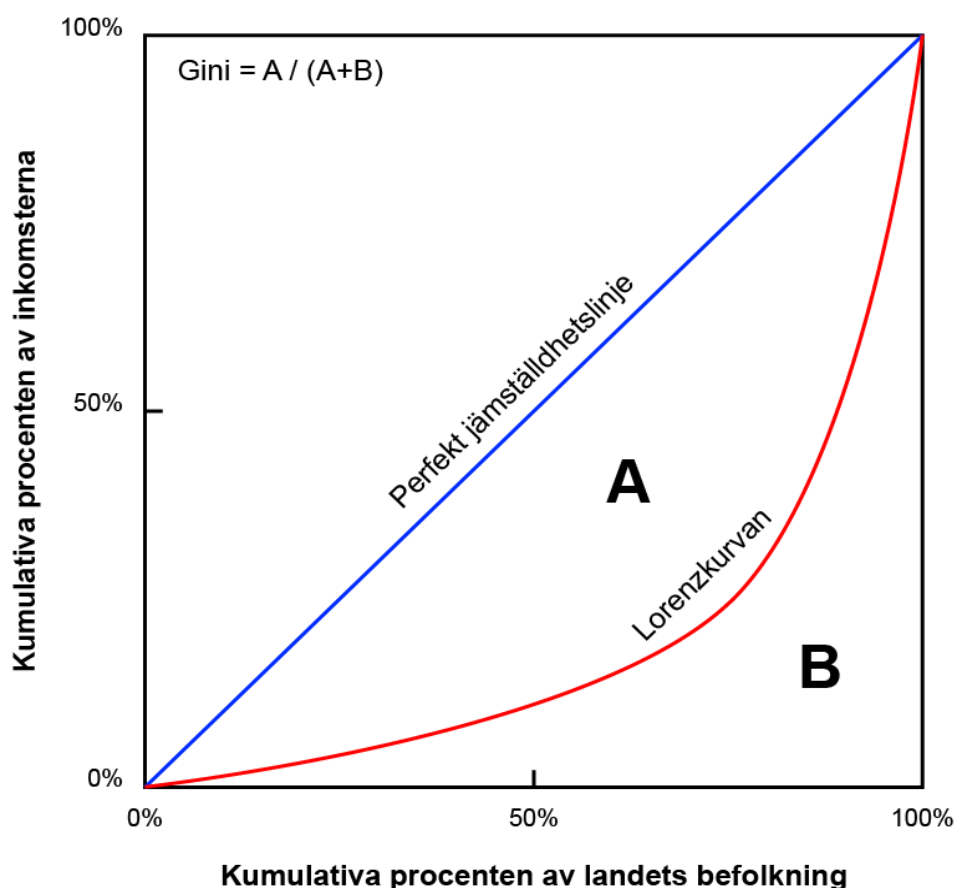
eftersom hastigheten ökar när inkomsterna ökar och konvexiteten innebär att kurvan alltid är under diagonalen.

Det vanligaste måttet för att beräkna ekonomisk ojämlikhet och inkomstskillnader är Gini-koefficienten (Gini, 1912). Den är baserad på Lorenzkurvan och mäter hur ett lands inkomster är fördelade bland populationen. Måttet går från 0 (perfekt jämlikhet) till 1 (perfekt ojämlikhet) och i indexform 0 till 100. De grundläggande beräkningarna av Gini-koefficienten är:

$$Gini = \frac{A}{(A + B)}$$

A står för arean mellan Lorenzkurvan och diagonalen, och B för arean under Lorenzkurvan. I studien kommer Gini-koefficienten användas för att mäta ekonomisk ojämlikhet. Ju lägre Gini-koefficient, desto mer jämlik är fördelningen av inkomster i ett land.

Figur 1. Illustration av Lorenzkurvan och Gini-koefficienten.



Kommentar: Tolkningen av area A och B är att ju större area A är, desto mer ojämlikt samhälle. Skulle samhället vara perfekt ojämlikt skulle Lorenzekurvan tangera axlarna och ha en 90 gradig vinkel. Vid perfekt jämlikhet skulle Lorenzkurvan tangera diagonalen och vara linjär.

2.4 Tidigare empiriska undersökningar

Tidigare studier visar att makroekonomiska faktorer är viktiga för tillväxten som i sin tur påverkar inkomstfördelningen. Fischer (1993) konstaterar att tillväxt påverkas negativt av inflation, stora budgetunderskott och skev utländsk valutamarknad. Även bevis för orsakssamband mellan makroekonomiska policyåtgärder och tillväxt läggs fram, som exempelvis vid hög inflation där investeringarna och produktiviteten minskar tillväxten.

Åtskilliga studier visar effekterna av tillväxt på inkomstfördelningen (T.ex: Castelló-Climen, 2010; Voitchovsky, 2005; Forbes, 2000; Barro, 2000). Som nämnt i inledningen, menar Sarel (1997) att ökad tillväxttakt, högre inkomstnivå, högre investeringstakt och förbättringar av handelsvillkor bidrar till en jämlikare av inkomstfördelning.

En senare studie, av Jaumotte et al. (2008), undersöker hur inkomstskillnader påverkas av teknologi, handel och finansiell globalisering. Paneldata mellan 1981–2003, som täcker 51 utvecklings- och utvecklande länder, analyseras med Gini-koefficienten som beroende variabel. Rapporten finner bevis för att krediter till den privata sektorn, utländska direktinvesteringar och arbetskraft inom industrin är signifikanta förklarande variabler för förändringar på ekonomisk ojämlikhet. Industriarbetskraft och variabler för handel har negativ effekt på Gini-koefficienten, det vill säga minskar den ekonomiska ojämlikheten. Ytterligare en paneldatastudie genomförd av Chakrabarti (2000) visar att ökad handel mätt i procent av BNP minskar ekonomisk ojämlikhet. Krediter till den privata sektorn och direktinvesteringar uppvisar däremot en positiv påverkan på Gini-koefficient och orsakar ökad ojämlikhet. I rapporten används handel som mått på globalisering, kredit till privata sektorn som ett finansiellt mått och IKT, vilket står för informations- och kommunikationsteknik som ett teknologiskt mått (Jaumotte et al, 2008).

3 Data

Uppsatsen använder en stor paneldatabas med data över inkomstskillnader, makroekonomiska och demografiska variabler. Paneldatabasen har vi fått konstruera utifrån två huvudkällor eftersom ingen befintlig databas täckte hela materialet. Makroekonomiska och demografiska variabler kommer från Världsbankens databas, World Development Indicators. Data över inkomstskillnader är från World Income Inequality Database (WIID, 2020). En utbildningsvariabel är hämtad från Barro-Lee Educational Attainment Database. Det uppkommer frågor kring processen att konstruera en stor databas utifrån data från flera källor, därför är vår databas i viss utsträckning beroende av specifika bedömningar och antaganden. I följande stycken förklaras insamlingen och urvalet av data.

3.1 Val av variabler

Utifrån tidigare forskning och datatillgänglighet har urvalet av beroende variabel och förklarande variabler genomförts. Vi inleder med valet av beroende variabel, där vi primärt valt Gini-koefficienten. Åsikterna gällande Gini-koefficientens funktionalitet går isär. Därför behöver användningen av måttet klargöras och motiveras. Fördelen är att det täcker länders hela befolkning och att en stor mängd data finns tillgänglig. Nackdelen är att måttet endast visar genomsnittliga inkomstskillnader, men säger ingenting om i vilka underliggande grupper fördelningen skiljer sig åt (Waldenström & Roine, 2015). Gini-koefficienten varierar i praktiken från 0,3 till 0,5 för ojämlikhet i total inkomst, 0,2 till 0,4 i fördelning endast av arbetsinkomst och 0,6 till 0,9 för fördelning av kapitalägande (Piketty, 2015). Beräkningen av måttet är efter skatt och transfereringar och visar således på disponibel inkomst. Ett legitimt mått som innefattar alla storheter utifrån en komplex verklighet och dessutom finns tillgänglig med insamlade data existerar inte. Gini-koefficienten kan beskyllas för att vara ett endimensionellt jämförelsetal, men det är allmänt vedertaget bland de flesta ekonomer och används flitigt i publikationer och rapporter från OECD och nationella statistikbyråer.

Deiningers och Squires (1996) menar att Gini-koefficienten är ett relativt bra mått för att summera indikationer på ekonomisk ojämlikhet. När liknande jämlikhetsmått jämförs med Gini-koefficienten ger de samstämmiga resultat, vilket indikerar på att måttet är användbart (Anand & Kanbur, 1993). Därtill tillkommer en större diskussion om att välja rätt indikatorer för ojämlikhet. Kusnic och Davanzo (1986) menar att ekonomisk ojämlikhet tenderar att överdrivas, eftersom det endast inkluderar marknadsaktiviteter. De anser att inkluderandet av

icke-marknadsaktiviteter såsom fritid hade minskat ojämlikheten. Det är en intressant diskussion, men det ligger utanför ramen för denna studie. Följaktligen kommer Gini-koefficienten användas för att mäta trenden i inkomstskillnader.

För att testa för Gini-koefficientens relevans används ytterligare en beroende variabel, topp/botten ratio över inkomstfördelning. Data över topppercentilens inkomst finns dessvärre inte lättillgänglig, men data över toppdecilerna finns insamlad och i vår andra regression används ration av de 20 procent rikaste och 20 procent fattigaste. Ration är uträknad genom att dividera inkomsten för de två översta decilerna i inkomstfördelningen med inkomsten för de lägsta två decilerna i fördelningen. Den högra svansen i Paretofördelningen belyses inte fullkomligt men ration ger en del av bilden.

Vi ska nu övergå till urvalet av de förklarande variablerna. Vi har mot bakgrund av tidigare forskning av arvets effekt på ekonomisk ojämlikhet valt att använda variabeln på förväntad medellivslängd för att undersöka om uppskjutet arv kan påverka inkomstskillnaderna. Teoretiskt sett skulle fördröjningar i att arva minska inkomstskillnaderna och även ge ökade incitament till högre utbildning och sträva efter högre arbetsinkomst. Eftersom den ärvda förmögenheten som tidigare tillföll nästa generation i yngre år, nu för tiden, ofta dröjer först när individen själv befinner sig i medelålder och således behöver arbeta fram en högre inkomst på egen hand. Å andra sidan skulle den kumulativa effekten på arvet fortsatt ha ökat dess värde, samt att ge gåvor till nästa generation har blivit vanligare (Piketty, 2015) och skulle därför inte leda till minskade inkomstskillnader oavsett arvets fördröjning. Vi vill undersöka dessa påståenden.

Med tillgång till nya data över ojämlikheten använder vi variabler på tillväxt och inflation, likt Fischers (1993) tidigare forskning, i regressionerna för att undersöka om signifikansen är fortsatt hög.

För att undersöka effekten av omställning på arbetsmarknaden används en variabel för arbetskraft inom industrisektorn, likt tidigare forskning (Jaumotte et al, 2008). Större flexibilitet på arbetsmarknaden underlättar övergången från lågavlönade arbeten till arbeten där möjligheterna till högre lön och kompetensutveckling är större, vilket förväntas leda till en mer jämlik inkomstfördelning (Topalova, 2007). Arbetskraft inom jordbrukssektorn som

jämförelsemått anses vara ett sämre alternativ eftersom det stadigt minskat över tid i flertalet länder (Mehic, 2017). Vi testar inledningsvis för det i regressionerna och exkluderar variabeln vid insignifikans.

Informations- och kommunikationsteknik som används i Jaumotte et al. (2008) rapport är en intressant variabel, men data är otillgänglig och svårtolkad, därav testas internetanvändning för att försöka fånga upp teknologins effekt. Till skillnad från IKT, är data över internetanvändning tillgänglig för alla observationer. Vi reserverar oss för att variabeln inte är tillräckligt omfattande för att mäta teknologi. Teknologisk utveckling utökar kompetensgapet genom att gynna teknisk kunskande och de som erhåller en högre utbildning, vilket spår på inkomstskillnader, eftersom efterfrågan på enklare arbeten minskar och efterfrågan på högre kompetens ökar (Birdsall, 2007). Vi använder således en variabel för utbildningsnivå för att utvärdera vilken roll den spelar för ekonomisk ojämlikhet när befolkningen når den högre kompetensnivå som arbetsmarknaden efterfrågar. En variabel för arbetslöshet mäts också för att försöka visa på effekten av kompetensgapet som Birdsall (2007) nämner.

I linje med tidigare forskning har vi inkluderat ett finansiellt mått. Vi använder inhemska krediter till privata sektorn som mäter till vilken grad banker och finansiella institut förser den privata sektorn med krediter och lån. Inkomstskillnaderna antas minska när tillgång till kapital för lägre inkomstgrupper ökar, men det förutsätter att institutioner håller hög kvalitet. Annars kan förbättrad kapitaltillgång i huvudsak förbättra läget endast för de inkomstgrupperna högre upp i inkomstfördelningen (Jaumotte et al, 2008 & Greenwood & Jovanovic, 1990).

3.2 Data över inkomstfördelning

Data för Gini-koefficienten kommer från World Income Inequality Database, som innehåller historisk data baserat på en rad olika mätningar av inkomst- och konsumtionsfördelning (WIID, 2020). Olika observationer kan vara svåra att jämföra eftersom undersökningar av hushållen som ligger till grund för data har använt skilda metoder (Sarel, 1997). Valet av metod som används i undersökningar har stor inverkan på den uppmätta Gini-koefficienten och för att kunna göra en rättvis jämförelse måste mätningarna vara lika länder emellan. I rapporten från Canberra Group (2011), en arbetsgrupp som företräder Förenta nationerna, redovisas rekommendationer över vilka faktorer som undersökningar bör ta hänsyn till och vilka data

som är mest jämförbara. Vårt urval av data följer Canberra Groups rekommendationer och förklaras i följande stycke.

Hushåll anges som statistisk enhet istället för individuell inkomst och löser exempelvis problemet med att barn inte har någon inkomst i de flesta länder. Referensenhet väljs till per person för att justera beräkningen av inkomst med avseende på antalet personer som konsumerar i hushållet. Hela befolkningen och varje del av landet måste inkluderas i mätningen. Därav filtreras områden till att inkludera alla delar och inga begränsningar för stad eller landsort görs (Canberra Group, 2011). Att endast välja observationer av hög kvalité resulterar i strängare standard och baseras helt på hushållsundersökningar, och inte information från nationalräkenskaperna, som skulle kunna ifrågasättas. Mätningar av ojämlikhet måste innefatta alla inkomstkällor, således inkluderas icke-monetära inkomster och inkomster som inte är lön (Deininger & Squire, 1996; Sarel, 1997). Vidare gallring av data gjordes när flera värden fanns för samma år, då valdes mätningar från Luxembourg Income Study. Det var endast ett handfull fall. LIS är en pålitlig databas som bygger på inkomststatistik från nationella mikrodata baser utifrån tydliga kriterier och avgränsningar (Voitchovsky, 2005). Nedan följer tabell 1 och 2 över mätperioderna, antal observationer, länders Gini-koefficient och topp/botten-ratio och den genomsnittliga förändringstakten mellan mätningarna i både gini och topp/botten-ratio.

Tabell 1. Sammanställning av data över länders inkomstfördelning. Gini-koefficienten

Länder	Start	Slut	Gini obs	Medel gini	Medelförändring gini
Argentina	2000	2018	18	42,74	-1,2%
Australien	1981	2014	10	33,37	1,1%
Belgien	1985	2000	6	27,13	6,2%
Brasilien	2001	2018	17	53,88	-0,4%
Chile	1990	2017	13	50,73	-1,1%
Danmark	1976	2013	9	25,16	-0,5%
Egypten	2013	2013	1	54,00	N/A
Estland	1995	2013	8	34,41	0,0%
Finland	1971	2013	22	25,47	-0,3%
Frankrike	1978	2010	7	33,17	-1,3%
Grekland	1995	2013	6	34,40	-0,6%
Indien	2005	2012	2	51,00	2,0%
Indonesien	2012	2012	1	39,00	N/A
Irland	1973	2010	9	34,04	1,1%
Island	2004	2010	3	27,77	-2,6%
Israel	1979	2016	11	39,25	0,8%
Italien	1986	2014	12	34,32	0,8%
Japan	2009	2009	1	32,10	N/A
Kanada	1981	2013	11	32,70	0,5%
Kina	1988	2017	13	44,88	3,0%
Korea	2006	2012	4	32,23	-0,19%
Lettland	1997	2004	7	34,87	3,1%
Litauen	1997	2013	10	33,49	1,45%
Luxemburg	1985	2013	9	29,64	2,7%
Mexico	1984	2018	16	51,23	0,1%
Nederländerna	1983	2013	9	29,18	0,5%
Norge	1979	2013	9	26,61	0,1%
Nya Zeeland	1982	1996	4	30,90	6,8%
Panama	2000	2018	18	53,49	-0,7%
Polen	1992	2016	18	33,77	0,5%
Portugal	1980	1990	2	32,50	-3,0%
Ryssland	2000	2016	9	36,72	-1,8%
Schweiz	1982	2013	8	33,71	-1,1%
Slovakien	1992	2013	6	25,62	7,6%
Slovenien	1996	2012	13	24,58	0,7%
Spanien	1975	2016	11	34,39	0,7%
Storbritannien	1969	2016	13	34,74	0,8%
Sverige	1981	2005	6	24,93	2,8%
Tjeckien	1992	2013	7	25,60	4,7%
Tyskland	1974	2015	36	30,00	0,0%
Ungern	1991	2015	18	27,72	0,5%
USA	1974	2016	12	39,17	1,3%
Österrike	1987	2013	9	29,53	4,5%
Totalt	1969	2018	434	34,98	1,0%

Tabell 2. Sammanställning av data över länders inkomstfördelning. Topp/botten-ration

Länder	Start	Slut	Topp/botten obs	Medel topp/botten	Medelförändring topp/botten
Argentina	2000	2018	18	10,64	-3,7%
Australien	1981	2014	10	5,51	1,4%
Belgien	1985	2000	6	3,96	23,6%
Brasilien	2001	2018	17	17,04	4,1%
Chile	1990	2017	13	13,50	-3,2%
Danmark	1976	2013	9	3,57	-0,6%
Egypten	2013	2013	1	16,36	N/A
Estland	1995	2013	6	6,01	-0,8%
Finland	1971	2013	22	3,58	-0,5%
Frankrike	1978	2010	7	5,56	-1,0%
Grekland	1995	2013	6	6,22	-0,7%
Indien	2005	2012	2	14,66	6,6%
Indonesien	2012	2012	0	N/A	N/A
Irland	1973	2010	9	5,66	2,1%
Island	2004	2010	3	3,99	-2,0%
Israel	1979	2016	11	8,22	5,6%
Italien	1986	2014	12	6,19	2,7%
Japan	2009	2009	1	5,39	N/A
Kanada	1981	2013	11	5,58	1,2%
Kina	1988	2017	9	10,76	7,1%
Korea	2006	2012	4	5,59	0,0%
Lettland	1997	2004	6	5,91	4,4%
Litauen	1997	2013	9	5,98	1,5%
Luxemburg	1985	2013	9	4,54	4,9%
Mexico	1984	2018	16	14,75	0,6%
Nederländerna	1983	2013	9	4,41	1,2%
Norge	1979	2013	9	3,81	0,6%
Nya Zeeland	1982	1996	0	N/A	N/A
Panama	2000	2018	18	21,29	-1,8%
Polen	1992	2016	17	5,79	2,2%
Portugal	1980	1990	2	5,40	-7,7%
Ryssland	2000	2016	9	6,97	-3,9%
Schweiz	1982	2013	8	5,54	-0,7%
Slovakien	1992	2013	6	3,88	11,7%
Slovenien	1996	2012	10	3,54	3,8%
Spanien	1975	2016	11	6,23	3,5%
Storbritannien	1969	2016	13	5,98	2,2%
Sverige	1981	2005	6	3,59	2,8%
Tjeckien	1992	2013	7	3,69	6,4%
Tyskland	1974	2015	36	4,57	0,3%
Ungern	1991	2015	16	4,14	-0,1%
USA	1974	2016	12	8,21	2,4%
Österrike	1987	2013	9	4,60	6,6%
Totalt	1969	2018	415	7,09	2,1%

Kommentar: Start är årtal för varje enskilt land då första mätningen gjordes. Slut är årtalet då sista mätningen gjordes. Det skiljer sig åt länder emellan hur många observationer som uppmätts utifrån nämnda riktlinjer. Detsamma gäller för topp/botten ration. Medelvärden är uträknade för alla observationer under perioden och uttrycks i sin indexform för Gini-koefficienten och i absolut tal för ration. Medelvärde av förändring i måtten anges för att se i vilken riktning enskilt land rör sig.

I tabell 1 utläses att den genomsnittliga förändringen i Gini-koefficienten är positiv, alltså en trend där den ekonomiska ojämlikheten ökar i världen. I tabell 2 syns även där en positiv trend i medelförändring i topp/botten-ration vilket indikerar på en ökad ekonomisk ojämlikhet i världen.

3.3 Data över makroekonomiska och demografiska variabler

Databasen från Världsbanken används i insamlandet av en stor uppsättning förklarande variabler i regressionen. Fördelen med att hämta nästintill alla variabler från samma källa är att data är definierad och mätt likvärdig. En utbildningsvariabel är hämtad från Barro-Lee Educational Attainment Database, eftersom Världsbanken saknar en variabel för utbildningsnivå. Vi har försökt täcka variabler för arbetsmarknad, humankapital med fokus på utbildning, ekonomiskt läge med tillväxt och inflation, handel och finansiell globalisering, skattepolitik och i viss mån teknologi.

Tabell 3. Sammanställning av data över makroekonomiska faktorer

Variabler	Definition	Benämning
Arbetsmarknad:		
Arbetslöshet	Procentandel av totala arbetskraften som går utan arbete	unemployment
Arbetskraft inom industri	Procentandel av totala arbetskraften inom industrisektorn	industry
Arbetskraft inom jordbruk	Procentandel av totala arbetskraften inom jordbrukssektorn	agriculture
Ekonomiskt tillstånd:		
Tillväxttakt	Årlig procentuell BNP-förändring per capita	gdpgrowth
Inflationstakt	Årligt procentuell förändring av BNP-deflatorn	inflation
Globalisering:		
Handel	i % av BNP	trade
Inhemsk kredit till privat sektor	i % av BNP	domcred
Teknologisk utveckling:		
Internetanvändning	% av totala befolkningen som använder internet	internet
Humankapital:		
Utbildning	Genomsnittligt antal utbildningsår hos befolkningen över 15 år	education
Statens utgifter på utbildning	i % av BNP	eduspend
Skattesystem:		
Inkomstskatt	Skatt på inkomst, vinst och realisationsvinst i % av total skatteintäkt	tax
Skatteinkomst	i % av BNP	taxrev
Demografiska:		
Befolkningstillväxt	Förändringstakt i %	popgrowth
Förväntad medellivslängd	Genomsnittligt antal levnadsår	lifeexp

Kommentar: Förändringar i olika sektorer och arbetslöshet upplyser om arbetsmarknadens effekter på inkomstskillnader. Handel används som ett mått för länders öppenhet mot omvärlden. Inhemsk kredit till privat sektor används för att ge en bild av länders finansiella utveckling. Skatteintäkter återger till vilken grad staten kontrollerar ekonomins resurser (OECD, 2020). Det kan antas att en ökning i förväntad medellivslängd innebär fördröjt arv. Varje variabls benämning återfinns i högerspalten och används senare i regressionens tabell.

Tabell 4. Sammanställning av makroekonomiska faktorernas egenskaper

Variabler	Medelvärde	Min	Max	Standardavvikelse
Arbetsmarknad:				
Arbetslöshet	8,18%	1,48%	27,47%	4,17
Arbetskraft inom industri	26,17%	2,76%	44,40%	6,14
Arbetskraft inom jordbruk	9,53%	0,06%	56,00%	9,67
Ekonomiskt tillstånd:				
Tillväxttakt	2,82%	-11,85%	14,34%	3,21
Inflationstakt	6,10%	-3,15%	76,86%	8,53
Globalisering:				
Handel	76,32%	16,44%	349,24%	45,63
Inhemsk kredit till privat sektor	77,04%	6,96%	248,19%	47,69
Teknologisk utveckling:				
Internetanvändning	36,25%	0,00%	95,05%	30,16
Humankapital:				
Utbildning	9,73 år	3,72 år	13,42 år	2,05
Statens utgifter på utbildning	13,03%	6,96%	22,05%	2,94
Skattesystem:				
Inkomstskatt	27,00%	6,89%	66,55%	12,49
Skatteinkomst	18,33%	7,83%	3,63%	6,13
Demografiska:				
Befolkningstillväxt	0,62%	-2,10%	3,46%	0,79
Förväntad medellivslängd	76,00 år	64,50 år	83,33 år	3,43

Kommentar: Tabellen visar en deskriptiv statistik över alla de förklarande variablerna. Variablerna är indelade i underkategorier för att visa vilken kategori variablerna tillhör. Handel i procent av BNP kan överstiga 100% eftersom import är subtraherat i uträkningen av BNP.

3.4 Ekonometriska förberedelser

För att genomföra en korrekt estimerad regression behöver ekonometriska tester tillämpas. Testerna förklaras och vi går igenom processen i följande stycken. Problem som uppkommit och följande lösningar diskuteras, i syfte att styrka validiteten och replikerbarheten för regressionsanalysen.

Ett Breusch-Pagan-test används för att kontrollera för heteroskedasticitet. Vid heteroskedasticitet är variansen för feltermerna inte konstant, vilket leder till att standardfelen inte är godtagbara och resultatet opålitligt. Testet är användbart när data visar på linjäritet av heteroskedasticitet, vilket blir fallet när estimeringen av beroende variabeln ökar, så ökar även variansen i feltermerna. Vi finner heteroskedasticitet i regressionerna, vilket korrigeras med justerade standardfel. Estimeringen med OLS påverkas inte av att vi använder justerade standardfel och teststatistiken blir ungefärlig (Williams, 2020). Följderna är att Gauss-Markov-teoremet inte håller, våra värden ligger inte på linjen för Best Linear Unbiased Estimator, BLUE. Heteroskedasticiteten leder till ineffektivitet och den lägsta möjliga variansen inte är uppnådd, däremot är estimaten konsistenta och väntevärdesriktiga (Jochumzen, 2017).

Ett viktigt beslut att fatta är användandet av antingen slumpmässig effekt eller fast effekt. Eftersom den testade data uppvisar heteroskedasticitet måste ett modifierat Hausman-test användas (Stock & Watson, 2020; Schmidheiny 2020). Vi kör ett Durbin-Wu-Hausman-test som resulterar i att vi använder fast effekt eftersom det existerar individuella och specifika variationer över tid för de förklarande variablerna. Detta ligger i linje med tidigare forskning, som i huvudsak använder sig av fast effekt för paneldata. Testet visar även om det existerar en korrelation mellan x-variabler och feltermen, vilket kallas endogenitet. Om det skulle finnas en sådan korrelation riskerar regressionen att presentera ett missvisande resultat (Antonakis et al, 2014). Hausman-testet hänvisade oss, som tidigare nämnt, att använda fast effekt och att endogenitet inte är ett problem i regressionen. Testresultatet återfinns i tabell 7.

Estimeringar som bygger på tidsseriedata lider ofta av icke-stationäritet på grund av att tiden orsakar korrelation mellan variablerna (Stock & Watson, 2020). Genom att implementera Im-Pesaran-Shin-testet, IPS, som är tillämpligt för paneldata, så testas variablerna för enhetsrötter. Eftersom all data inte existerar för varje land och för varje år definieras panelen som obalanserad. Detta är dock inga ovanliga villkor och IPS-testet används specifikt för

obalanserad paneldata (Hadri, 2000; Paseran et al, 2003). IPS-testet visade inga tecken på enhetsrötter.

Autokorrelation uppstår när korrelation finns mellan variablerna i en serie och feltermerna blir opålitliga. Då är Gauss-Markov-teoremet inte längre uppfyllt och OLS estimeringen inte effektiv däremot är den fortfarande konsistent och väntevärdesriktig (Jochumzen, 2017). Genom Wooldridge-testet, som återges i tabell 7, visas att vår paneldata inte lider av autokorrelation, eftersom p-värdet är lågt (Drukker, 2003; Wooldridge, 2002). Multikollinearitet uppstår när de förklarande variablerna uppvisar linjärt samband (Jochumzen, 2017). Genom ett Variance-Inflation-Factor-test kan en skattning göras som visar till vilken grad variablernas varians överskattas under multikollineariteten (Williams, 2015). Värdet på testet bör inte överstiga 10, i det fallet kantas variablerna av ett ofördelaktigt tillstånd av multikollinearitet. Våra variabler uppvisar värden mellan 1,18–2,47 och vi kan därför med marginal godkänna dem. Korrelationsmatriserna, som återfinns i appendix, styrker resultatet att inga av variablerna har ofördelaktig hög korrelation.

Eftersom antalet observationer är många kan vi anta att det finns en ungefärlig normalfördelning i residualerna eftersom ett stort antal oberoende variabler som summeras går mot normalfördelning enligt den centrala gränsvärdesatsen (Körner & Wahlgren, 2006). Detta kontrolleras med en qq-plot, som finns i appendix, där de observerade värdena plottas i en rät linje och när residualerna är normalfördelade ligger observationen på eller nära linjen på qq-plotten, vilket de facto uppvisas.

4 Metod

4.1 Regressionsmodell

Vår frågeställning, *hur påverkar makroekonomiska faktorer den ekonomiska ojämlikheten i utvalda länder under perioden 1969–2018?*, besvaras genom användandet av en linjär regressionsmodell med sammansatta fasta effekter. Det innebär att modellen inkluderar fasta effekter för år och land. Den utvalda data består av tidsseriedata och tvärsnittsdata som tillsammans utgör det som kallas paneldata eller longitudinelldata. Kombinationen av tidsseriedata och tvärsnittsdata leder till multipla observationer för varje land i provet, vilket är betydligt mer informativt än användandet av enbart endera. Data över alla makroekonomiska variabler för varje land och för varje år finns inte tillgänglig, men paneldata tillåter mätningar i en så kallad obalanserad paneldatamodell.¹

Två modeller används. Den första, med Gini-koefficienten som beroende variabel, mäter vilken påverkan de förklarande makroekonomiska faktorerna har på ekonomisk ojämlikhet:

$$\begin{aligned} 1) \ln(GINI)_{\{i,t\}} = & \alpha_{\{i,t\}} + \beta_1 gdpgrowth + \beta_2 trade_{\{i,t\}} + \beta_3 education_{\{i,t\}} + \\ & \beta_4 unemployment_{\{i,t\}} + \beta_5 tax_{\{i,t\}} + \beta_6 inflation_{\{i,t\}} + \beta_7 domcred_{\{i,t\}} + \\ & \beta_8 eduspend_{\{i,t\}} + \beta_9 industry_{\{i,t\}} + \beta_{10} agriculture_{\{i,t\}} + \beta_{11} popgrowth_{\{i,t\}} + \\ & \beta_{12} lifeexp_{\{i,t\}} + \beta_{13} taxrev_{\{i,t\}} + \beta_{14} internet_{\{i,t\}} + \varepsilon_{\{i,t\}} \end{aligned}$$

Den andra, med ration mellan de 20 procent rikaste och de 20 procent fattigaste (topp/botten-ratio) som beroende variabel, mäter vilken påverkan de förklarande makroekonomiska faktorerna har på ekonomisk ojämlikhet:

$$\begin{aligned} 2) \ln\left(\frac{topp}{botten}\right)_{\{i,t\}} = & \alpha_{\{i,t\}} + \beta_1 gdpgrowth_{\{i,t\}} + \beta_2 trade_{\{i,t\}} + \beta_3 education_{\{i,t\}} + \\ & \beta_4 unemployment_{\{i,t\}} + \beta_5 tax_{\{i,t\}} + \beta_6 inflation_{\{i,t\}} + \beta_7 domcred_{\{i,t\}} + \\ & \beta_8 eduspend_{\{i,t\}} + \beta_9 industry_{\{i,t\}} + \beta_{10} agriculture_{\{i,t\}} + \beta_{11} popgrowth_{\{i,t\}} + \\ & \beta_{12} lifeexp_{\{i,t\}} + \beta_{13} taxrev_{\{i,t\}} + \beta_{14} internet_{\{i,t\}} + \varepsilon_{\{i,t\}} \end{aligned}$$

¹ Sammanställning av data görs i Excel och ekonometriska tester och panelregressionerna genomförs i programmeringsprogrammet R.

Anledningen till att göra två regressioner är för att tydligare belysa fördelningen i länders inkomstskillnader. Eftersom Gini-koefficienten kan kritiseras för att inte ta de olika inkomstdecilerna i beaktning kontrolleras mätningen med resultatet från regression 2. Det är även av intresse att se om vi får olika estimat beroende på modell och leder till en mer nyanserad jämförelse och diskussion.

4.2 Stegvisa regressioner

Initialt skapas regressionsmodellen med alla förklarande variabler. I utgångsläget uppvisar regressionen ett högt p-värde och vi skalar av regressionen genom att utesluta förklarande variabler med lägst signifikans. Efter att ha valt bort några förklarande variabler når regressionen ett godkänt p-värde på under 0,05. För att kontrollera robusthet i regressionen adderas sedan de uteslutna variablerna igen en åt gången, men utfallet blir detsamma, ett för högt p-värde på över 0,05. Olika kombinationer av uteslutande och adderande av variabler testas men de leder fram till samma resultat av slutgiltiga regressioner. Ytterligare en metod testas, där vi initialt startar med noll förklarande variabler och sedan adderar variabler genom en stegvis procedur. Genom dessa två metoder av stegvisa regressioner kan vi se vilka variabler som har en signifikant påverkan på inkomstfördelningen. De slutgiltiga regressionerna blir:

$$1) \ln(GINI)_{\{i,t\}} = \alpha_{\{i,t\}} + \beta_1 \ln(trade_{\{i,t\}}) + \beta_2 \ln(education_{\{i,t\}}) + \beta_3 \ln(unemployment_{\{i,t\}}) + \beta_4 \ln(tax_{\{i,t\}}) + \beta_5 \ln(inflation_{\{i,t\}}) + \beta_6 \ln(domcred_{\{i,t\}}) + \beta_7 \ln(industry_{\{i,t\}}) + \varepsilon_{\{i,t\}}$$

$$2) \ln\left(\frac{topp}{botten}\right)_{\{i,t\}} = \alpha_{\{i,t\}} + \beta_1 \ln(trade_{\{i,t\}}) + \beta_2 \ln(education_{\{i,t\}}) + \beta_3 \ln(unemployment_{\{i,t\}}) + \beta_4 \ln(tax_{\{i,t\}}) + \beta_5 \ln(inflation_{\{i,t\}}) + \beta_6 \ln(domcred_{\{i,t\}}) + \beta_7 \ln(industry_{\{i,t\}}) + \varepsilon_{\{i,t\}}$$

Genom att logaritmera beroende variablerna blir de mer normalfördelade, vilket är lämpligare i en OLS-estimering. De flesta förklarande variablerna har vi logaritmerat, för att i högre grad uppfylla kravet om stationaritet. Eftersom länders inflation vissa år är negativ kan vi inte logaritmera variabeln. Variabeln för arbetskraft inom industri logaritmeras inte eftersom den i logaritmerad form påverkar resultatet av regressionen negativt. Det beror förmodligen på att den i ursprunglig form inte lider av icke-stationaritet.

5 Resultat

5.1 Paneldata regression

När vi estimerar de olika modellerna får vi fram vilka makroekonomiska faktorer som har signifikant påverkan på ekonomisk ojämlikhet:

Tabell 5.

Inflationstakt
Utbildning
Arbetskraft inom industrisektorn
Arbetslöshet
Skatt på inkomst, vinster och realisationsvinster
Handel
Inhemsk kredit till privat sektor

Makroekonomiska variabler som inte har signifikant påverkan på ekonomisk ojämlikhet:

Tabell 6.

Skatteintäkter
Internetanvändning
BNP-tillväxt per capita
Befolkningstillväxt
Statens utgifter på utbildning
Arbetskraft inom jordbrukssektorn
Förväntad medellivslängd

Tabell 7 presenterar estimeringar för de två regressionerna, med Gini-koefficienten och topp/botten-ration som beroende variabler. Några makroekonomiska variabler har positiv påverkan och vissa har negativ. Ett positivt beta-värde för den förklarande variabeln innebär en ökning av Gini-koefficienten eller topp/botten-ration, vilket innebär en ökad ekonomisk ojämlikhet.

Tabell 7. Regressioner över ekonomisk ojämlikhet

	Gini	Topp/botten-ratio
inflation	-0.00403 *** (0.12759)	-0.0100760 *** (0.0029675)
ln_education	-0.2635066 ** (0.1204182)	-0.7787129 *** (0.2769254)
industry	-0.0060000 * (0.0031827)	-0.0196416 ** (0.0073334)
ln_unemployment	-0.0474689 ** (0.0230116)	-0.0630000 (0.0528864)
ln_tax	0.1306862 *** (0.0411222)	0.3793353 *** (0.1016860)
ln_trade	0.0264831 (0.0453667)	-0.1219804 (0.1048433)
ln_domcred	0.0181685 (0.0204056)	0.0730180 (0.0472870)
Durbin-Wu-Hausman p-value	0.001	0.002
Wooldridge p-value	0.0001223	0.05116
Breusch-Pagan p-value	0.642	0.4628
R ²	0.34877	0.432

Kommentar: I vänster spalt står värden för de makroekonomiska faktorernas påverkan på Gini-koefficienten. I höger spalt står värdena för påverkan på topp/botten-ratio. Inom parentes står skattningarnas t-värden. I slutet av tabellen återfinns de ekonometriska testernas p-värden. Längst ner presenteras regressionens förklaringsgrad, R².

Regressionen visar att inflation, utbildning och arbetskraft inom industrin har en negativ påverkan på Gini-koefficienten och topp/botten-ratio: att den ekonomiska ojämlikheten minskar. Arbetslöshet har också en negativ påverkan på de beroende variablerna, det vill säga

att när arbetslösheten ökar, minskar den ekonomiska ojämlikheten, vilket diskuteras vidare i del 5.2.

De flesta förklarande variablerna är statistiskt signifikanta och har genom de ekonometriska testerna även visat sig vara robusta. De flesta variablerna får en högre signifikansnivå när topp/botten-ration används som beroende variabel. En högre signifikansnivå innebär att resultatet är pålitligare. I den andra regressionen har de förklarande variablerna större effekt på ekonomisk ojämlikhet. Alltså, att variablerna har större inverkan på förhållandet mellan de högst upp i inkomstfördelningen och de längst ner.

I den första regressionen är variablerna inflation och inkomstskatt signifikanta på enprocentsnivån, utbildning och arbetslöshet på femprocentsnivån, och arbetskraft inom industrisektorn på tioprocentnivån. I den andra regressionen är inflation, utbildning och inkomstskatt signifikanta på enprocentsnivån, arbetskraft inom industrisektorn på femprocentsnivån. En vedertagen statistisk gränsvärde för signifikans brukar vara på fem procent, p-värden som överstiger det förkastas (Körner & Wahlgren, 2006). Eftersom arbetskraft inom industrisektorn är signifikant på en femprocentsnivå i den andra regressionen accepteras resultatet för variabeln. Handel och inhemsk kredit till privat sektor uppvisar ingen hög signifikansnivå. Uppskattningarna kan ändå vara intressanta att diskutera, eftersom stor del av tidigare forskning fått likvärdiga uppskattningar, men på en högre signifikansnivå. Vår diskussion gällande de icke-signifikanta variablerna reserveras med förbehåll mot att de i resultatet inte är statistiskt säkerställda och vi resonerar om potentiella orsaker till variablernas lägre signifikansnivå.

En procents ökning i utbildningsnivå leder till en minskning av Gini-koefficienten med 0,26 procent och en minskning av topp/botten-ration med nästan 0,78 procent, vilket anses som relativt stora effekter. En procents ökad inflation leder till en minskning av Gini-koefficienten med 0,004 procent och en minskning med 0,01 procent för topp/botten-ration. Det är väldigt små effekter, men resultatet visar, med hög signifikans, att ökad inflation minskar den ekonomiska ojämlikheten. En ökning av andel arbetskraft inom industrisektorn leder till minskad ekonomisk ojämlikhet. Storleken på effekten är att en procent ökning av andelen inom industrin leder till en minskning med 0,006 procent i Gini och ungefär en minskning med 0,02 procent för topp/botten-ration.

Variabeln för skatt på inkomst, vinster och realisationsvinster har en positiv påverkan på Gini-koefficienten, men eftersom variabeln i sig är svårtolkad kan vi inte dra slutsatser utifrån resultatet. Måttet är förskaffat så att det är i procent av total skatteintäkt, vilket medför begränsningar, eftersom totala skatteintäkter skiljer sig åt mellan länder. Med tanke på att variabeln för inkomstskatt intuitivt kan tänkas ha en stor påverkan på inkomstskillnader valde vi att inkludera den i regressionen. Variabeln visar en signifikans, vilket vi ansåg var intressant trots dess begränsningar. Dessutom var variabeln det bästa mått vi kunde hitta, givet tidsbegränsning och tillgång till nationella databaser. Ett avsevärt bättre mått hade varit inkomstskatt i procent av BNP, men data för ett sådant mått fanns inte tillgänglig, därav användes den befintliga variabeln, vilken kom med en stor mängd lättillgänglig data.

Som tidigare nämnt i del 3.1, så genomfördes två regressioner för att testa Gini-koefficientens relevans. De två regressionerna visar, förutom variabeln för handel, likvärdiga resultat. Vi anser det dock fortfarande vara av intresse att använda två mått, eftersom effekterna av variablerna på ekonomisk ojämlikhet skiljer sig åt. Med hänsyn till att inkomstfördelningen följer en Pareto-distribution (Atkinson & Harrison, 1978; Levy & Solomon, 1997) är det intressant att belysa de makroekonomiska faktorernas effekt, både för inkomstgrupper i den vänstra svansen och inkomstgrupper i den högra svansen, vilket leder till en mer nyanserad diskussion, än att endast tala om samhällets inkomstgrupper i sin helhet.

En variabel som inte är med i regressionen, utan uteslöts tidigare i genomförandet av de stegvisa regressionerna, i del 4.2, var BNP-tillväxt per capita. Ingen godtagbar signifikansnivå kunde uppvisas, men eftersom en stor del av tidigare forskning fokuserat på tillväxttakt och ekonomisk ojämlikhet vill vi klargöra varför den troligen uteslöts ur vår regression.

Till skillnad från Sarel (1997), finner vi att tillväxttakt inte har någon signifikant påverkan på ekonomisk ojämlikhet. Eftersom vi använder samma data och variabel som Sarel, verkar det som att tillväxten under senare år spelat marginell eller ingen roll för inkomstskillnader mellan inkomstgrupper i samhället. Detta kan bero på en rad olika faktorer. Sarels mätperiod är 1950-1992 och urvalet av länder innehåller flertalet utvecklingsländer. Vår mätperiod är 1969-2018 och urvalet innehåller få utvecklingsländer. Tillväxten har i flera utvecklade länder minskat betydligt under de senaste decennierna, medan utvecklingsländer som exempelvis Brasilien och Kina har en hög tillväxttakt (Piketty, 2015). Samtidigt kännetecknas utvecklingsländer av

hög ekonomisk ojämlikhet, se tabell 1 och 2. Vi menar att påverkan av tillväxttakt på ekonomisk ojämlikhet får olika effekt i olika länder. Tillväxt, som i vissa länder leder till minskade inkomstskillnader, leder till ökade inkomstskillnader i andra länder. Landsspecifika studier eller ett stickprov av länder med väldigt lika strukturella faktorer hade behövts undersökas för att verkligen kunna undersöka frågan. I våra regressioner, som innefattar 43 länder, slår möjligtvis effekterna ut varandra.

Ytterligare två variabler, som ägnades stort utrymme i del 3.1, uteslöts i de stegvisa regressionerna. Det var internetanvändning och förväntad medellivslängd. Båda variabler anser vi lida av samma brister, de är delvis orsaker till fenomen som leder till ökad ekonomisk ojämlikhet, men är inte själva tillräckligt omfattande för att ha någon signifikant påverkan på Gini-koefficienten eller topp/botten-ration. Vidare forskning som tar avstamp i vår studie bör därför testa andra förklarande variabler för att undersöka effekten av teknologisk utveckling eller arvs inverkan på inkomstskillnader.

5.2 Diskussion och policyimplikationer

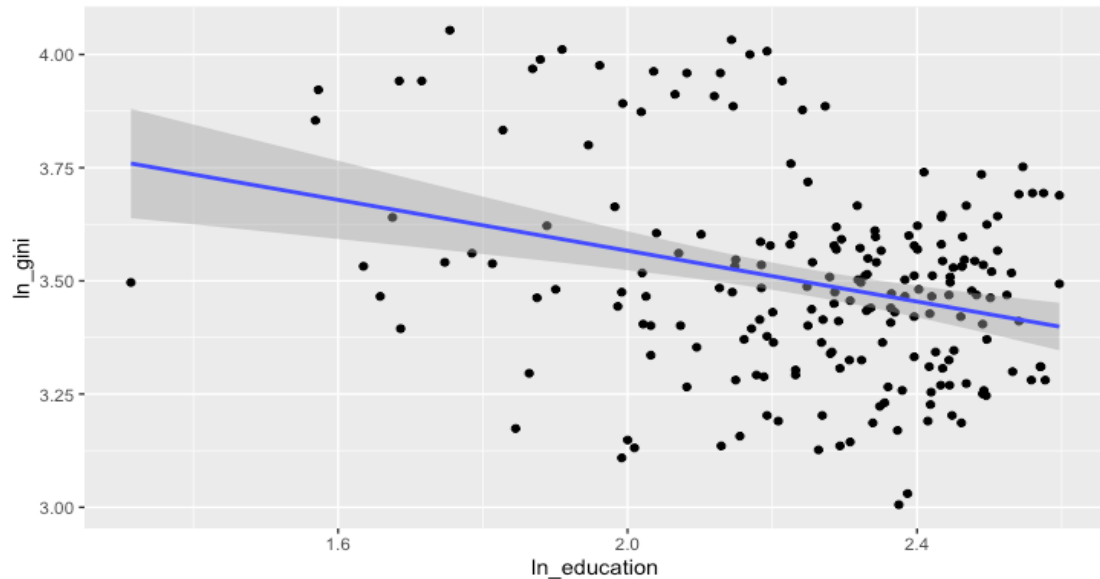
Här kommer resultatet framfört i del 5.1 att vidare diskuteras. Vi kommer börja med att förklara den övergripande trenden i ekonomisk ojämlikhet i länderna valda för studien. Sedan förklaras samtliga av regressionens variabler för sig, och sätts i relation till tidigare forskning. Löpande kommer några policyimplikationer och förslag till framtida forskning att diskuteras.

Den ekonomiska ojämlikheten ökar i världen. Utifrån data och länderna i vårt urval, kan vi i enlighet med fältet (T.ex. OECD, 2011; Piketty, 2015; Roine & Waldenström, 2015) konstatera att inkomstskillnaderna har ökat under de senaste decennierna i de flesta länder, se tabell 1 och 2 i del 3.2. Det finns några undantag bland mätningarna, där länder har fått en minskad inkomstskillnad under samma tidsperiod. Det kan vi se med länder i Syd- och Latinamerika, där länderna i området historiskt sett haft höga inkomstskillnader, men som under senaste decennierna har trendat mot en mer jämlik nivå. Väljer vi att fokusera på inkomstgrupper högst upp och längst ner i inkomstfördelningen kan vi se att inkomstfördelningen har blivit mer ojämlig, eftersom att ration mellan dessa två grupper blivit större. Se tabell 2.

Vårt resultat visar att utbildning spelar störst roll för att minska inkomstskillnaderna. Effekten är särskilt stor för topp/botten-ration. Utbildning är den variabel som ger störst effekt och har

högst förklaringsgrad. För att tydligare belysa effekten av höjd utbildningsnivå på ekonomisk ojämlikhet gör vi en regression med endast utbildning som förklarande variabel. Gini-koefficienten används som beroende variabel. Ett linjärt samband mellan variablerna är tydligt och vi kan grafiskt se att den negativa trenden i ekonomisk ojämlikhet när utbildningsnivån ökar, alltså att den ekonomiska ojämlikheten minskar.

Graf 1. Regression med utbildning som förklarande variabel



	Gini
ln_education	-0.281*** (0.063)
Konstant	4.128*** (0.143)
Observationer	203
R ²	0.089
F-test	19.644***

Kommentar: I regressionen visas ett negativt samband mellan Gini-koefficienten på y-axeln och utbildning på x-axeln. När utbildningsnivån stiger, leder det till ett minskat värde i Gini-koefficienten. Storleken på effekten skiljer sig 0,017% jämfört med värdet i tabell 7, vilket är en minimal differens men uppkommer eftersom variabeln får stå för sig själv. Förklaringsgraden, R², är ungefär 0,09.

Vårt huvudresultat ligger i linje med tidigare forskning (Jamoutte, 2008; Tilak 2015), som har påvisat att ekonomisk ojämlikhet minskar när utbildningsnivån ökar. En utvidgning av vår studie hade varit att dela upp utbildningsvariabeln i grundskolenivå, gymnasienivå, och högskolenivå, för att se på vilken nivå extra utbildning har störst effekt på inkomstskillnader. Rodríguez-Pose et al. (2009) undersöker förhållandet mellan inkomst per capita och

utbildningsnivå och kommer fram till att utbildning på eftergymnasial nivå ökar ekonomiska ojämlikheten, medan grundskolenivå minskar den. Detta kan bero på Birdsalls (2007) resonemang, avhandlat i del 3.1, om att högre utbildning skapar ett kompetensgap vilket kan leda till ökade inkomstskillnader. Slutsatserna från Rodríguez-Pose et al. (2009) och Birdsalls (2007) tidigare forskning kan även utgöra orsaken till att statens utgifter på utbildning inte påverkar vare sig Gini-koefficienten eller topp/botten-ratio i vår undersökning. Effekten av statens utgifter på grundskolenivå vilken leder till en minskad ekonomisk ojämlikhet, slås eventuellt ut av effekten när staten investerar i högre utbildning, vilket leder till ett kompetensgap och ökade inkomstskillnader.

Vi kan genom vårt resultat konstatera att utbildning överlag spelar stor roll för att minska inkomstskillnaderna. Precis som Rodríguez-Pose et al (2009), kan vi dock konstatera att fördjupade undersökningar på utbildnings effekt bör undersökas för att kunna precisera policyimplikationer över hur staten bör allokera sina satsningar på utbildning för att få störst effekt. Det ska tilläggas att statens främsta mål med ökad utbildningsnivå inte behöver vara att minska just inkomstskillnader, utan att satsningar kan göras för att exempelvis få en ökad tillväxt, minskad arbetslöshet och minskad fattigdom. Eftersom studiens resultat enbart undersöker variabeln för antal utbildningsår så kan vi inte utifrån våra resultat föreslå konkreta policyförslag hur staten bör allokera sina utgifter på utbildning utan enbart säga att en bred satsning på utbildning leder till minskad ekonomisk ojämlikhet.

Vårt resultat att ökad inflation leder till minskad ekonomisk ojämlikhet motstrider Sarels (1997) resultat, som inte uppvisar någon effekt av inflation. Däremot överensstämmer vårt resultat med annan tidigare forskning (Siami-Namini et al., 2019). Att resultaten motstrider varandra kan bero på att inflationens effekt på ekonomisk ojämlikhet skiljer sig åt beroende på vilka länder som studeras, eftersom olika länder har individuella policys och inflationsmål. Det kan även bero på vilken tidshorisont observationerna för studien innefattar (Siami-Namini et al, 2019). Det kan även bero på att det finns ett kausalitetssamband mellan inflation och ekonomisk ojämlikhet på lång sikt, alltså att förändringar i ekonomisk ojämlikhet också kan orsaka förändringar i inflationsnivån (Dolmas et al., 2000; Siami-Namini et al., 2019). I tidigare del, 2.4, redogjordes det för Fischers forskning (1993), som säger att hög inflation påverkar tillväxttakten negativt och kan skapa orsakssamband som leder till minskade investeringar och produktivitet, vilket i sig skulle leda till ökad arbetslöshet och sociala effekter. Studiens resultat

visade att den minskade effekten på ekonomisk ojämlikhet var väldigt liten, vilket skulle kräva en hög inflation för att påverka Gini-koefficienten eller topp/botten-ratio betydligt. Justeringar av vissa ekonomiska instrument kan leda till en kedjereaktion av ekonomiska händelser och få stora konsekvenser på en makronivå. Utifrån studiens resultat förespråkar vi inte policyimplikationer som syftar till att öka inflationen för att på så sätt minska den ekonomiska ojämlikheten.

I följande stycken diskuteras variablerna för arbetsmarknaden. I enlighet med tidigare forskning (Jaumotte et al., 2008; Mehic, 2017) kan man med variabeln andel av arbetskraften inom industrisektorn dra slutsatser om arbetsmarknaden i sin helhet. Förändringar i industrisektorn kan användas som indikator på förändringar och rörlighet på arbetsmarknaden. Ju större rörlighet mellan olika sektorer på arbetsmarknaden, desto mindre ekonomisk ojämlikhet i samhället, vilket vår studie och regressionsanalys bekräftar.

Regressionens resultat och uppskattade effekt ligger i linje med Jaumotte et al:s (2008) resultat. De framför teorin att skiftningar i arbetskraft från jordbrukssektorn, där flertalet anställda är låginkomsttagare, till industrisektorn leder till ökad produktivitet i jordbrukssektorn och högre inkomst för arbetskraften som byter sektor. Vår studie bekräftar att lägre inkomstgrupper gynnas av att industrisektorn växer, eftersom effekten av variabeln är större i den andra regressionen. Resultatet styrks även av Topalovas (2007) tidigare forskning: större flexibilitet på arbetsmarknaden skapar fler arbetsmöjligheter som är högre avlönade och leder till en mer jämlik inkomstfördelning. Variabeln för arbetskraft inom jordbrukssektorn exkluderades, vilket befarades redan i del 3.1, eftersom den minskat stadigt över tid i de flesta länder i studiens urval. Policyimplikationer baserat på studiens resultat är åtgärder som leder till en ökad flexibilitet och rörlighet på arbetsmarknaden. Åtgärder som troligen är starkt kopplade till utbildning.

I tabell 7 utläses att en ökning i arbetslöshet leder till en minskning av den ekonomiska ojämlikheten. Resultatet är endast signifikant för Gini-koefficienten. Det motstrider Rodríguez-Pose et al. (2009) tidigare forskning, som visar att hög arbetslöshet är associerat med högre ekonomisk ojämlikhet. De menar att arbetslöshet förvärrar låginkomstgruppernas relativa ställning, eftersom arbetare längst ner i inkomstfördelningen löper större risk att förlora

arbetet under ekonomisk nedgång. Deras forskning bygger endast på data över europeiska länder, vilket kan utgöra en skillnad mellan våra resultat.

Vi testade variabeln ytterligare för att undersöka dess pålitlighet. För att kontrollera att resultatet inte påverkades av en tidseffekt, testades variabeln för arbetslöshet med lagg men utfallet förblev detsamma. Vi testade även för data över sysselsättningsgrad, för att undersöka om data över arbetslösheten var felaktig, men även med denna variabel fick vi ett överensstämmande resultat med tidigare. Intuitivt uppfattas resultatet som förbryllande eftersom arbetslöshet ofta korrelerar med social ojämlikhet. Att arbetslösheten minskar den ekonomiska ojämlikheten kan delvis bero på att faktorer som starka nationella sociala skyddsnät, som stöttar arbetslösa individer, dämpar den negativa effekten på ekonomisk ojämlikhet. Det kan även bero på att data för beroende variablerna bygger på undersökningar av hushåll, således behöver inte enstaka individers uteblivna arbetsinkomst påverka den totala inkomsten för hushållet. Det kan också höra ihop med matchningsproblem på arbetsmarknaden, alltså att en viss nivå av arbetslöshet är nödvändig för att rätt kompetens ska matchas med rätt arbete, vilket kan ta tid. Det kan även höra ihop med att andra inkomstkällor, vid sidan av arbetsinkomst, fortsatt är tillräckligt höga för att bibehålla en stabil total inkomst.

Vi är medvetna om att exempelvis sociala skyddsnät kan skilja sig åt mycket mellan länder och att svagheter finns i våra förklaringsförsök, men resultatet kvarstår och vidare forskning av ämnet skulle vara intressant. Vi har dock svårigheter att motivera just varför resultatet blir negativt, ett mer tillfredsställande resultat hade isåfall varit att ingen påverkan alls påvisats.

I regressionen visar estimeringen för handel ingen hög signifikans och anledningarna till det kan vara flera. Chakrabarti (2000) menar att handel som variabel lider av endogenitet och föreslår som en åtgärd att använda sig av instrument baserat på länders geografiska egenskaper, storlek och närhet, samt inkludera humankapital och befolkningstillväxt som en justering för att göra mätningar signifikanta. Eftersom vi inte enbart använde handel som mått i regressionen begränsade det oss för att göra dessa justeringar, vilket kan förklara den låga signifikansnivån. Vårt resultat för handelns påverkan på Gini-koefficienten i den första regressionen strider mot resultaten i tidigare studier av Sarel (1997), Chakrabarti (2000) och Jaumotte et al. (2008). Deras resultat pekar på att Gini-koefficienten minskar med ökad handel, alltså minskar den ekonomiska ojämlikheten, medan vårt resultat visar på en ökning av ekonomisk ojämlikhet.

Intressant nog har Jaumotte et al.:s (2008) rapport ytterligare en regression, med kvintilernas inkomstandel som beroende variabel, vilken kan jämföras med vår topp/botten-ratio. Deras resultat blir att den översta kvintilen i inkomstfördelningen inte gynnas av ökad handel, alltså inkomstgruppen för de rikaste 20-procenten, vilket vårt resultat också indikerar på.

För att uppskatta effekten av finansiell globalisering i länder används variabeln för inhemsk kredit till privat sektor. I regressionen fick inte estimeringen en hög signifikansnivå, men effekten i vårt resultat överensstämmer med effekten som uppmättes i Jaumotte et al. (2008) rapport. Vi delar deras uppfattning om att finansiell globalisering tenderar att förvärra trenden med ökad ekonomisk ojämlikhet. Effekten som variabeln utgör i regressionerna är dock liten.

Resultatet för den valda variabeln för inkomstskatt visade sig vara oanvändbart. Trots det, vill vi framlägga varför framtida forskning i ämnet är relevant. Saez och Zucman (2019) menar att beskattning påverkar utvecklingen av ekonomisk ojämlikhet i samhällen, men även att det finns ett omvänt samband: att ojämlikheten påverkar beskattningen. Detta genom att rika personer har stort inflytande inom politiken och således bestämmelser över nivån av beskattning. Saez och Zucman (2019) anser även att beskattningen under de senare decennierna blivit mer gynnsam för de rikare samhällsgrupperna, framför allt jämfört med tidigare skattesystem i USA, vilket brukade ha en stor omfattning progressiva skatter. Idag är skatterna milt progressiva för majoriteten av USA:s befolkning, medan de till och med är regressiva för de absolut högst upp i inkomstfördelningen. Studien fokuserar i huvudsak på USA, men samma mönster förmodas vara etablerade i flera länder (Saez & Zucman, 2019). Utifrån studiens resultat ges inga policyimplikationer på skatteåtgärder. En lämpligare variabel i vår studie skulle kunna ha belyst problemet och är av stort intresse för framtida forskning.

Vår studie har undersökt hur makroekonomiska faktorer påverkar den ekonomiska ojämlikheten och kommit fram till att ämnet i sig behöver undersökas utifrån flera perspektiv, med en rad olika variabler och med hänsyn till vilka länder som finns i urvalet. Piketty et al. (2018) konstaterar att det inte enbart är ekonomiska tillgångar som ska innefattas i den politiska diskussionen, utan att individens tillgångar i form av humankapital, finansiellt kapital och förhandlingsmakt bör inkluderas. Vi hävdar, utifrån vårt resultat, i enlighet med Piketty et al. (2018), att diskussionen inte enbart bör handla om omfördelning av inkomster i efterhand, utan även att redan från start ge individer möjlighet att förbättra sin inkomstsituation. Vår studie

visar att politik som förbättrar utbildning och rörlighet på arbetsmarknaden gynnar den ekonomiska jämlikheten.

6 Avslutning

Denna studie har använt ett ramverk bestående av empirisk paneldata för att identifiera och undersöka makroekonomiska faktorer påverkan på ekonomisk ojämlikhet. Utifrån insamlad paneldata har en metod av regressionsmodeller med fasta effekter använts för att estimeras faktorernas individuella effekt. Vår frågeställning *Hur makroekonomiska faktorer påverkar ekonomisk ojämlikhet i utvalda länder under 1969–2018?* har besvarats genom resultatet av sju stycken makroekonomiska variablers påverkan på inkomstskillnaderna, varav fem faktorer med hög signifikansnivå.

De viktigaste resultaten är att inflation och utbildning leder till minskad ekonomisk ojämlikhet, medan ökad arbetslöshet leder till minskad ekonomisk ojämlikhet. Estimeringar på variablernas effekt har presenterats och det är utbildningsnivå som gett högst värde. Orsaker till och tveksamheter i några av resultaten har diskuterats. Dessutom har inkomstskillnader som påverkas av arbetsmarknadsförändringar och förbättringar i handel diskuterats. Makroekonomiska faktorer såsom internetanvändning, befolkningstillväxt, ekonomisk tillväxttakt, skatteintäkter, arbetskraft inom jordbrukssektorn och statens utgifter på utbildning har visat sig vara icke-signifikanta. Med hänsyn till resultatet har några policyimplikationer avhandlats. Politiska beslut som syftar till ökad utbildningsnivå, rörlighet på arbetsmarknaden och justerade skatteåtgärder bidrar sannolikt till en jämlikare inkomstfördelning.

En möjlig riktning för framtida forskning är att avgränsa frågeställningen och bara inkludera makroekonomiska faktorer med fokus på humankapital och dess påverkan på inkomstskillnader. Variabler över sjukvård och hälsa skulle även vara intressant. En annan kurs hade varit att enbart undersöka olika skatters påverkan, exempelvis kapitalskatt, bolagsskatt och arvsskatt. Utifrån våra erfarenheter tror vi att insamlandet av data för skattevariabler hade varit svåråtkomligt och skiljt sig åt mellan länder. Idealisk data för vår studie hade varit att få tillgång till ett statistiskt material som tydligare belyser ojämlikheter mellan olika samhällsgruppers inkomstfördelning. Ett mått som tydligare belyser topppercentilens inkomster hade varit intressant och ration mellan topppercentilen och resterande 99 procenten skulle möjligtvis vara instruktivt.

Referenser

- Alesina, Alberto & Dani Rodrik, 1994. Distributive Politics and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 109, sida: 465–490.
- Alesina, Alberto & Nouriel Roubini & Phillip Swagel & Sule Özler, 1996. Political Instability and Economic Growth. *Journal of Economic Growth*. Vol 1, June 1996, sida: 189–211.
- Anand, Sudhir & R. S. M. Kanbur, 1993. Inequality and Development: A Critique. *Journal of Development Economics*. 41 (1), sida 19–43
- Antonakis, John & Samuel Bendahan & Philippe Jacquart & Rafael Lalive, 2014. Causality and endogeneity problems and solutions. *The Oxford Handbook of Leadership and Organizations*, sida 93-117.
- Atkinson, Anthony B, 1971. The distribution of wealth and the individual life-cycle. *Oxford Economic Papers* 23 (2), sida, 239–254.
- Atkinson, Anthony B. & Allan J. Harrison, 1978. *Distribution of personal wealth in Britain*. Cambridge University Press: Cambridge New York.
- Barro, Robert J. 2000. Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*. Vol 5, sida: 5–32.
- Barro, Robert J & Jong-Wha Lee, 2013. A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010. *Journal of Development Economics*. Vol 104, sida: 184–198.
- Benhabib, Jess & Alberto Bisin & Shenghao Zhu, 2011. The distribution of wealth and fiscal policy economies with finitely lived agents. *Econometrica* 79 (1), sida: 123–157
- Benhabib, Jess & Alberto Bisin, 2016. Skewed wealth distributions: Theory and empirics'. *NBER Working Papers* (21924)
- Benhabib, Jess & Shenghao Zhu, 2008. Age, luck, and inheritance. *NBER Working Papers* (14128)
- Birdsall, Nancy, 2007. Discussion of Impact of Globalization on the World's Poor, Nissanke, M. och E. Thorbecke. Washington: WIDER Book Lunch.
- Boucoyannis, Deborah, 2013. The Equalizing Hand: Why Adam Smith Thought the Market Should Produce Wealth Without Steep Inequality. *Perspectives on Politics* 11 (4): 1051–1070.

Bruno, Michael & Martin Ravallion & Lyn Squire, 1996. Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues. *World Bank Policy Research Working Paper*. Nr 1563. Washington: World Bank, January.

Canberra Group Handbook on Household Income Statistics, 2011. Ed: 2. *United Nation Economic Commission for Europe*. New York och Genève: 2011.

Castelló-Climen, Amparo, 2010. Inequality and growth in advanced economies: an empirical investigation. *The Journal of Economic Inequality*. Vol 8, sida 293-321.

CEDLAS, 2020. *Statistics*

<https://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/en/estadisticas/sedlac/estadisticas/#1496165297107-cedda6d3-6c7d> (Hämtad 2021-01-05).

Chancel, Lucas, & Thomas Piketty, 2017. 'Indian income inequality, 1922-2014: From British Raj to Billionaire Raj?'. CEPR Discussion Paper No. 12409.

Chakrabarti, Avik, 2000. Does Trade Cause Inequality? *Journal of Economic Development*. Vol. 25 (2) December 2000.

Deininger, Klaus & Lyn Squire, 1996. A New Data Set Measuring Income Inequality. *The World Bank Economic Review*. 10 (3), sida 565–591.

Dolmas, Jim & Gregory W. Huffman & Mark A. Wynne, 2000. Inequality, inflation and central bank independence. *Canadian Journal of Economics*. Vol 33 (1), sida: 271-287.

Drukker, David M. 2003. Testing for serial correlation in linear panel-datamodels. *The Stata Journal*, Vol 3(2) 2003, sida: 168–177.

Fischer, Stanley, 1993. The Role of Macroeconomic Factors in Growth. *Journal of Monetary Economics*. Vol 32, sida: 485–512.

Fishlow, Albert, 1996. Inequality, Poverty and Growth: Where Do We Stand? *Annual World Bank Conference on Development Economics 1995* (Washington: The International Bank for Reconstruction and Development, sida: 25–39.

Forbes, Kristin J. 2000. A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth. *American Economic Review*. Vol. 90, sida: 869–887.

Gini, Corrado, 1912. *Variabilità e Mutabilità: contributo allo studio delle distribuzioni e delle relazioni statistiche*. Bologna: Tipografia di Paolo Cuppini.

Gnangoin, Yobouet Thierry Bienvenu & Liangsheng Du & Guy Rolande Assamoi & Akadje Jean Roland Edjouko & Diby Francois Kassi, 2019. Public spending, income inequality and

economic growth in Asian countries: A panel GMM approach. *Economies*. Vol 7 (4), nummer 115.

Greenwood, Jeremy & Boyan Jovanovic, 1990. Financial Development, Growth and Income Distribution. *Journal of Political Economy*. Vol. 98, sida: 1076-1107.

Hadri, Kaddour, 2000. Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *The Econometrics Journal*. Vol 3 (2), sida: 148–161.

Jaumotte, Florence & Subir Lall & Chris Papageorgiou, 2008. Rising Income Inequality: Technology, or Trade and Financial Globalization? Working Paper, IMF 08/185. Washington, D,C: IMF.

Jochumzen, Peter, 2017. *Autocorrelation*. [Video] https://www.youtube.com/watch?v=Ge11WIEwLrw&list=PL3FE7gBXZjSJk88TV1x_bRPxYjj7aXX9H&index=85 (Hämtad: 2020-12-04).

Jochumzen, Peter, 2017. *The Gauss-Markov theroem*. [Video] https://www.youtube.com/watch?v=Sw6IerLB5gI&list=PL3FE7gBXZjSJk88TV1x_bRPxYjj7aXX9H&index=30 (Hämtad: 2020-12-04)

Jones, Charles I. 2015. Pareto and Piketty: The macroeconomics of top income and wealth inequality. *The Journal of Economic Perspectives* 29 (1), sida: 29–46

Kusnic, Michael W. & Julie Davanzo, 1986. Accounting for Non-Market Activities in the Distribution of Income, An Empirical Investigation. *Journal of Development Economics*. Vol. 21, sida: 211–227.

Körner, Svante & Lars Wahlgren, 2006. *Statistik dataanalys*. 4th ed. Lund: Studentlitteratur

Levy, Moshe & Sorin Solomon, 1997. New evidence for the power-law distribution of wealth. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. Vol. 242 (1), sida 90-94

Lorenz, Max O. 1905. Methods of measuring the concentration of wealth. *Publications of the American Statistical Association*, 9 (70) sida: 209–219.

Mehic, Adrian, 2017. *Income inequality regression models with applications*. Masteruppsats, Lunds universitet.

OECD, 2011. An Overview of Growing Income Inequalities in OECD Countries: Main Findings. *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*. <https://www.oecd.org/els/soc/49499779.pdf> (Hämtad 2020-01-10)

OECD, 2020. *Tax Revenue*. <https://data.oecd.org/tax/tax-revenue.htm> (Hämtad 2020-12-01).

- Pareto, Vilfredo, 1897. *Cours d'Economic Politique*, Vol. II, F. Rouge, Lausanne
- Perotti, Roberto, 1996. Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say. *Journal of Economic Growth*. Vol. 1, sida 149–187.
- Pesaran, Hashem M. & Kyung So Im & Yongcheol Shin, 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*. Vol 115 (1), July 2003, sida: 53–74.
- Piketty, Thomas, 2015. *Kapitalet i tjugoförsta århundradet*. Karneval förlag, Stockholm.
- Piketty, Thomas, 2003. Income Inequality in France, 1900-1998. *Journal of Political Economy*. Vol. 111, sida: 1004-1042.
- Piketty, Thomas & Emmanuel Saez, 2003. Income Inequality in the United States, 1913–1998. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 118, sida: 1–39.
- Piketty, Thomas & Emmanuel Saez & Gabriel Zucman, 2018. Distributional national accounts: methods and estimates for the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(2), sida: 553-609
- Rasmussen, Dennis C. 2016. Adam Smith on What is Wrong with Economic Inequality. *American Political Science Review*. Vol. 110, No. 2, May 2016. Cambridge University Press.
- Rodríguez-Pose, Andrés & Vassilis Tselios, 2009. Education and Income Inequality in the Regions of the European Union. *Journal of Regional Science*. Vol 49 (3), 2009, sida: 411-437
- Roine, Jesper & Daniel Waldenström, 2015. Long-Run Trends in the Distribution of Income and Wealth. *Handbook of Income Distribution*, Vol 2, Anthony B. Atkinson & François Bourguignon, ed. Amsterdam and New York: Elsevier/North Holland, 2015.
- Roine, Jesper & Jonas Vlachos & Daniel Waldenström, 2008. The Long-Run Determinants of Inequality: What Can We Learn from Top Income Data. Working Paper, Stockholm School of Economics
- Roine, Jesper & Waldenström Daniel, 2010. Top Incomes in Sweden over the Twentieth Century. I Atkinson A. B. & T. Piketty (red.). *Top Incomes a Global Perspective*. Oxford University Press, sida: 299–370.
- Saez, Emmanuel & Gabriel Zucman, 2016. Wealth inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data. *Quarterly Journal of Economics* 131 (2), sida: 519–578.

Saez, Emmanuel & Gabriel Zucman 2019. *The Triumph of Injustice: How the Rich Dodge Taxes and How to Make Them Pay*. WW Norton & Company.

Sarel, Michael, 1997. How Macroeconomic Factors Affect Income Distribution: The Cross-Country Evidence. *IMF Working Paper*. Vol: 1997/152. International Monetary Fund, IMF, november 1997.

Schmidheiny, Kurt, 2020. Panel Data: Fixed and Random Effects. *Short Guides to Microeconometrics*. Universität Basel. <https://www.schmidheiny.name/teaching/panel2up.pdf> Uppdaterad: Hösten 2020. Hämtad: 2020-12-02.

Siami-Namini, Sima & Darren Hudson, 2019. Inflation and income inequality in developed and developing countries. *Journal of Economic Studies*. Vol 46 (3), sida: 611-632.

Smith, Adam, 1977 [1776]. *The Wealth of the Nations - An Inquiry Into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. University Of Chicago Press.

Stock, James H. & Mark W. Watson, 2020. *Introduction to Econometrics*. 4th Global ed, Pearson, kapitel 10.

The World Bank, 2020. *World Development Indicators*. <https://datatopics.worldbank.org/world-development-indicators/> (Hämtad 2020-12-01).

Tilak B.G., Jandhyala, 2015. How Inclusive Is Higher Education in India? *Social Change*. sida: 185–223.

Topalova, Petia, 2007. Trade Liberalization, Poverty, and Inequality: Evidence from Indian Disctricts. *Globalization and Poverty*.

UNU-WIDER, World Income Inequality Database (WIID), 6 May 2020.

Voitchovsky, Sarah, 2005. Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth? *Journal of Economic Growth*. Vol 10 (3), sida: 273–296.

Williams, Richard, 2015. *Multicollinearity*. Uppdaterad: 2015-01-15. University of Notre Dame. <https://www3.nd.edu/~rwilliam/stats2/111.pdf> Hämtad: 2020-12-02

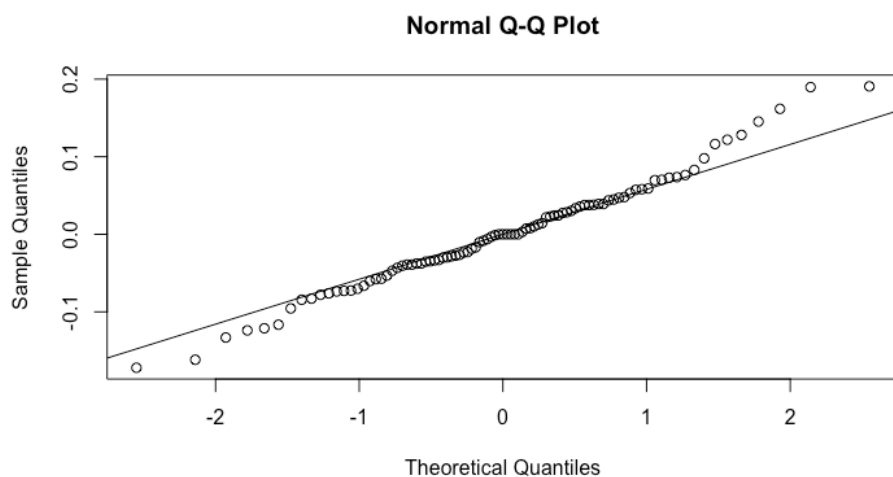
Williams, Richard, 2020. *Heteroskedasticity*. Uppdaterad: 2020-01-10. University of Notre Dame. <https://www3.nd.edu/~rwilliam/stats2/125.pdf> Hämtad: 2020-12-01

Wold, Herman O. A. & Peter Whittle, 1957. A model explaining the pareto distribution of wealth. *Econometrica* (4), sida: 591.

Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

Appendix

Lista över länder: Argentina, Australien, Belgien, Brasilien, Chile, Danmark, Egypten, Estland, Finland, Frankrike, Grekland, Indien, Indonesien, Irland, Island, Israel, Italien, Japan, Kanada, Kina, Korea, Lettland, Litauen, Luxemburg, México, Nederländerna, Norge, Nya Zeeland, Panama, Polen, Portugal, Ryssland, Schweiz, Slovakien, Slovenien, Spanien, Storbritannien, Sverige, Tjeckien, Tyskland, Ungern, USA, Österrike



VIF-test för variabler i regressionerna:

inflation	ln_education	industry	ln_unemployment	ln_tax
1.527111	1.527477	1.484680	1.187228	1.636823
ln_trade	ln_domcred			
1.435811	2.283733			

Korrelationsmatriser:

Variabler	Gini	Utbildning	Arbetslöshet	Inkomstskatt	Inflation	Handel	Inhemsk kredit	Industri
Gini	1,0000							
Utbildning	-0,3173	1,0000						
Arbetslöshet	-0,1323	-0,0012	1,0000					
Inkomstskatt	0,1582	0,0966	-0,1974	1,0000				
Inflation	0,1507	-0,2683	0,0562	-0,0862	1,0000			
Handel	-0,2386	0,3200	-0,1442	-0,1717	-0,2031	1,0000		
Inhemsk kredit	-0,1308	0,3823	-0,2942	0,3537	-0,4377	0,0407	1,0000	
Industri	-0,4226	0,1350	0,1631	-0,3929	0,1166	0,0621	-0,3445	1,0000

Variabler	Topp/botten	Utbildning	Arbetslöshet	Inkomstskatt	Inflation	Handel	Inhemsk kredit	Industri
Topp/botten	1,0000							
Utbildning	-0,3169	1,0000						
Arbetslöshet	-0,1531	-0,0012	1,0000					
Inkomstskatt	0,1393	0,0966	-0,1974	1,0000				
Inflation	0,0882	-0,2683	0,0562	-0,0862	1,0000			
Handel	-0,1316	0,3200	-0,1442	-0,1717	-0,2031	1,0000		
Inhemsk kredit	-0,2014	0,3823	-0,2942	0,3537	-0,4377	0,0407	1,0000	
Industri	-0,4049	0,1350	0,1631	-0,3929	0,1166	0,0621	-0,3445	1,0000