

Henrik Paulgaard Andersen

# Etnisk Fragmentering og Økonomisk Ulikhet

Et Kvantitativt Studie om Forholdet Mellom  
Etnisk Mangfold og Inntektsulikhet

Bacheloroppgave i Samfunnsøkonomi  
Mai 2023



Henrik Paulgaard Andersen

# **Etnisk Fragmentering og Økonomisk Ulikhet**

Et Kvantitativt Studie om Forholdet Mellom Etnisk  
Mangfold og Inntektsulikhet

Bacheloroppgave i Samfunnsøkonomi  
Mai 2023

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for økonomi  
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden



## **Abstrakt**

Denne oppgaven analyserer forholdet mellom etnisk fragmentering og økonomisk ulikhet gjennom en «time series cross sectional» -metode. Ved hjelp av et nytt datasett som analyserer endringer i etniske sammensetninger på tvers av land over tid, utforsker oppgaven hvordan graden av etnisk fragmentering påvirker økonomisk ulikhet. To mål på økonomisk ulikhet, Gini-indeksen og Palma ratioen, blir brukt for å kvantitativt analysere ulikheten.

Resultatene indikerer at etnisk fragmentering har en negativ effekt på økonomisk ulikhet generelt. Altså at mer etnisk fragmenterte samfunn har en høyere grad av økonomisk ulikhet. Imidlertid viser funnene at denne sammenhengen avhenger av graden av økonomisk frihet i samfunnet. I land med en høy grad av økonomisk frihet observerer jeg en motsatt effekt av etnisk fragmentering. Denne sammenhengen indikerer at resursfordelingen i samfunn med høy økonomisk frihet i mindre grad påvirkes av etnisk fragmentering.

## **Abstract**

This study examines the relationship between ethnic fragmentation and economic inequality using a time series cross-sectional approach. By employing a new dataset that analyzes changes in ethnic compositions across countries over time, the study explores how the degree of ethnic fragmentation influences economic inequality. Two measures of economic inequality, the Gini index and the Palma ratio, are used to quantitatively assess inequality. The findings indicate that ethnic fragmentation generally has a negative effect on economic inequality, suggesting that more ethnically fragmented societies tend to exhibit higher levels of economic inequality. However, the results also show that this relationship is contingent upon the degree of economic freedom in the society. In countries with a high degree of economic freedom, a contrasting effect of ethnic fragmentation is observed, indicating that resource distribution in societies with high economic freedom is less affected by ethnic fragmentation.

## Innholdsfortegnelse

<b>1. INTRODUKSJON</b> .....	<b>1</b>
1.1. PROBLEMSTILLING .....	2
<b>2. TIDLIGERE FORSKNING</b> .....	<b>3</b>
2.1. ØKONOMISK ULIKHET .....	3
2.2. GINI KOEFFISIENTEN ELLER PALMA RATIOEN .....	4
2.3. ETNISK FRAGMENTERING .....	6
<b>3. DATA</b> .....	<b>8</b>
3.1. AVHENGIG VARIABEL.....	8
3.1.1. <i>Gini ineksen</i> .....	8
3.1.2. <i>Palma ratio</i> .....	8
3.2. UAVHENGIGE VARIABLER .....	9
3.2.1. <i>Etnisk fragmentering</i> .....	9
3.3. KONTROLLVARIABLER .....	10
3.3.1. <i>Økonomisk utvikling</i> .....	10
3.3.2. <i>Egalitær index</i> .....	11
3.3.3. <i>Befolkning</i> .....	11
3.3.4. <i>Økonomisk frihet</i> .....	12
<b>4. METODE</b> .....	<b>13</b>
<b>5. RESULTATER</b> .....	<b>16</b>
5.1. DISKUSJON .....	21
<b>6. KONKLUSJON</b> .....	<b>23</b>
<b>7. KILDER</b> .....	<b>25</b>
<b>8. APPENDIX</b> .....	<b>27</b>
8.1. REGRESJON – SAMSPILL EFINDEX/EGALITÆR .....	27
8.2. LISTE OVER LAND.....	29
8.3. CORRELATIONS MATRIX.....	30

## 1. Introduksjon

Forholdet mellom etnisk mangfold og økonomi har vært et område av interesser for en rekke økonomer og samfunnsvitere. Spesielt forholdet mellom etnisk fragmentering og økonomisk vekst. Easterly og Levine (1997) finner kausale forhold hvor mer etnisk fragmenterte land har lavere økonomisk vekst. De finner også at dette er betinget av institusjonene i landet. Alesina et al (1999) ser på forholdet mellom etnisk mangfold og offentlige utgifter i noen byer i USA. De finner et negativt forhold mellom fragmentering og det offentliges investeringer i skoler, veier o.l. Feller for de fleste studier på forholdet mellom etnisk fragmentering og økonomi, er at de bygger på en hypotese som tilsier at mer mangfoldige stater har større utfordringer for å inngå konsensus i politiske, økonomiske og sosiale saker. Det regjerer en *oss og dem* mentalitet som gir de regjerende gruppene insentivene til å fatte politiske beslutninger som styrker deres egen posisjon på bekostning av resten. Det fører til mindre fordeling av ressursene i omløp, som igjen fører til lavere økonomisk vekst (Alesina et al., 1999; Alesina et al., 2003; de Soysa & Almås, 2019; Easterly, 2006, 2017; Easterly & Levine, 1997).

Selv om forholdet mellom mangfold og økonomisk vekst er mye forsket på, er forholdet mellom mangfold og økonomisk ulikhet mindre utforsket. Haller og Eder (2014) finner en korrelasjon mellom heterogene samfunn og høy økonomisk ulikhet. De argumenterer for at selv om økonomisk ulikhet på et globalt nivå har falt de siste årene, så har ulikheten inni land i mange tilfeller stagnert, eller til og med vokst. Årsaken er, i lik linje som hva Easterly og Alesina finner for økonomisk vekst, at mer etnisk fragmenterte land fører til høyere økonomisk ulikhet. Sturm og De Haan (2015) tar forskningen på mangfold og økonomisk ulikhet ett hakk videre, og viser hvordan effekten av etnisk fragmentering på økonomisk ulikhet er avhengig av graden av kapitalisme.

Begrepene *etnisk fragmentering*, *etnisk fraksjonalisering* og *etnisk mangfold* brukes i stor grad om hverandre i litteraturen, og det samme vil gjelde for denne oppgaven. Jeg vil gi en grundigere forklaring på presist hva begrepene bygger på senere i oppgaven, men grovt sett så er et samfunn med kun en etnisk gruppe lite fragmentert og et samfunn hvor hvert individ tilhører en annen gruppe svært fragmentert.

Denne oppgaven vil være et bidrag til litteraturen som utforsker forholdet mellom etnisk fragmentering og økonomisk ulikhet. Jeg bygger videre på den eksisterende litteraturen ved å



benytte nye datasett som både inneholder oppdaterte mål på etnisk fragmentering, og inneholder årlige observasjoner fra mer enn 100 land mellom 1972 og 2013. Tidligere forskning baserer seg på et mål for etnisk mangfold som er tidsinvariant, dermed har de ikke mulighet til å kontrollere for eventuelle endringer over tid. Jeg finner en statistisk signifikant sammenheng mellom etnisk fragmentering og økonomisk ulikhet, hvor mer fragmenterte samfunn har en mindre likestilt inntektsfordeling, men for kapitalistiske land er denne effekten motsatt.

### 1.1. Problemstilling

Forskningsspørsmålet jeg skal besvare i oppgaven er:

*Hvordan påvirkes graden av økonomisk ulikhet av etnisk fragmentering?*

## 2. Tidligere forskning

### 2.1. Økonomisk ulikhet

Det finnes ingen konsensus på hva som forårsaker økonomisk ulikhet. Noen mener det er en naturlig konsekvens av et fritt kapitalistisk marked, og anser det ikke som et stort problem. Andre ser på det som en strukturell berikelse av de øverste prosentene i samfunnet på bekostning av resten. De rike argumenterer ofte for at en krone i deres hender er mere verdt enn i en «vanlig» middelklasse borgers, fordi de vet bedre hvordan pengene kan anvendes. Slik kan de bidra både til å øke sin egen formue og promotere økonomisk vekst i samfunnet. Det er sant at å starte nye bedrifter eller innovasjonsprosjekter krever en viss mengde kapital som den vanlige borger sjeldent har til disposisjon. Spesielt i dagens marked som i stor grad preges av industrigiganter med lave marginalkostnader og dermed også lave priser. Det skal godt gjøres for Ola Normanns dagligvareforretning å utkonkurrere en av NorgesGruppens mange butikker på hverken pris eller lønnsomhet. Sånn sett er det sant at en større formue kan bidra til økonomisk vekst, fordi de har midlene som trengs for å ta opp kampen mot de nasjonale og internasjonale gigantene. Akkumulasjonen av verdier akkrediteres også til evnen av å skape noe, og å være innovativ. Muller (2013) mener ulikhet er uunngåelig i et kapitalistisk marked. Han mener også like muligheter i samfunnet forsterker denne effekten. Dette fordi enkelte individer og grupper har bedre evner til å utnytte mulighetene for utvikling og innovasjon enn hva andre har (Muller, 2013, p. 30). Dette forklarer imidlertid ikke hvordan land med sammenlignbare kapitalistiske systemer har forskjellige nivåer av økonomisk ulikhet. Nyere forskning viser hvordan det er en sammenheng mellom etnisk mangfold og økonomisk ulikhet (Desmet et al., 2012; Desmet et al., 2009; Karnane & Quinn, 2019; Sturm & De Haan, 2015). Desmet, Ortuño og Wascziarg (2012) viser hvordan etnolingvistisk fragmentering kan forklare økonomiske ulikheter mellom land. Altså hvordan forskjellen i avstanden mellom etnolingvistiske grupper kan føre til mer eller mindre økonomisk ulikhet. Andre har også funnet kausale forhold mellom graden av etnisk fragmentering og økonomisk vekst. Altså at jo mer etnisk fragmentert et land er jo lavere vekstrate har de (Alesina & La Ferrara, 2005; Easterly & Levine, 1997).

Årsakene til økonomisk ulikhet er mange. Men et ikke minst like debattert spørsmål er hvordan man skal måle denne økonomiske ulikheten.

## 2.2. Gini koeffisienten eller Palma ratioen

Som jeg har nevnt tidligere, er det flere ulike måter å måle økonomisk ulikhet på, alle med sine styrker og svakheter. Den kanskje mest brukte metoden det siste århundret er Gini koeffisienten, utviklet av den italienske økonomen Corrado Gini, hvor han bygger videre på den amerikanske Lorenz kurven. Gini koeffisienten tar som oftest verdier mellom 0 og 1, hvor 0 er perfekt økonomisk likhet og 1 er perfekt økonomisk ulikhet. Gini indeksen, som den også kalles, er en indeks for graden av ulikhet i fordelingen av enten inntekt eller formue i et land. Den brukes for å kalkulere hvor mye et land avviker fra en perfekt fordeling (Liao, 2006). Mer detaljert om hva som ligger i Gini koeffisienten kommer jeg tilbake til senere i oppgaven.

En fordel med å bruke Gini indeksen er at den dekker hele befolkningen, både de rike, de fattige og middelklassen. Dermed gir den en komplett indikasjon på ulikhetsnivået i befolkningen. I nyere tid har imidlertid økonomer som Thomas Piketty (Piketty, 2020, 2021), José Gabriel Palma (2016) og Cobham & Sumner (2014) påpekt en svakhet ved modellen. Nemlig hvor i samfunnet ulikheten befinner seg. Palma (2014) mener de store skillene i økonomisk ulikhet vi observerer rund i verden i stor grad baserer seg på forskjellen mellom den øverste og de fire laveste desilene i samfunnet. Han mener andelen av brutto nasjonalinntekt som befinner seg hos enten de 40% fattigste i befolkningen eller de 10% rikeste, er det mest innflytelsesrike for økonomisk ulikhet. De femti prosentene i midten, altså de mellom desil 5 og 9, har en relativt lik andel av BNI (omkring 50%) uavhengig av om de befinner seg i et land med høy eller lav økonomisk ulikhet. Palmer fremhever spesielt betydningen av dette for landene med middels inntekt, men høy grad av økonomisk ulikhet. Her har middelklassen og den øvre middelklassen tilegnet seg en prosentvis andel av BNI som er sammenlignbar med de samme samfunnsgruppene i land med høy inntekt. De rikeste 10 prosentene derimot, har tilegnet seg rikdommer sammenlignende med de rikeste 10 prosentene i høyinntektsland, men da i faktiske verdier og ikke andel av BNI. Altså har de beriket seg kraftig på bekostning av de 40% fattigste i samfunnet. I disse «middels inntekt landene» er det altså kun middelklassen og den øvre middelklassen som faktisk har en middels inntekt, de resterende prosentene har enten usedvanlig høy eller usedvanlig lav inntekt (Palma, 2016). Palmer mener også at en viktig årsak til at middelklassens inntekt er såpass stabil på tvers av landegrenser, er konvergens. Det samme gjelder for de rikeste 10 prosentene i middel inntekts landene, de har lyktes i å «ta igjen» de rikeste i de rike landene. De fattigste 40 prosentene har derimot et enormt sprang for å «ta igjen» middelklassen (Palma, 2016, p. 13). Han mener derfor at konvergens er et mye mer komplisert fenomen enn hva det framstilles som i nyklassiske modeller.

Som et alternativ til Gini indeksen, foreslår Palma dermed en annen måte å beregne økonomisk ulikhet på. En metode som Cobham og Sumner (2014) har døpt *Palma ratioen*. Palma ratioen gir et bedre egnet mål på den økonomiske ulikheten vi ser i dag. Den deler andel av BNI som allokeres til de 10% rikeste på andelen av BNI som allokert til de 40% fattigste for å finne sitt mål på økonomisk ulikhet. En lignende metode som det Thomas Piketty er inne på (Piketty, 2014). Han mener også den økonomiske ulikheten er større mellom den øverste og de nederste desilene, men fokuserer i større grad på formue heller enn inntekt. Han argumenterer for at avkastningen på kapital er høyere enn lønnsveksten, som vil si at de med store formuer har lettere for å øke den, enn en person uten formue. Har du 100 millioner på bok er det lettere å tjene en million til, enn om du starter med 0kr. Pikettys tese har fått mye oppmerksomhet de siste årene, og datasettet han har utviklet, *World Inequality Database* har også fått ros for å tilby nye måter å måle ulikhet på (Piketty, 2021). En svakhet med hans metode er utfordringene knyttet til å måle formue. Hva som inngår i en formue, om det er aksjer og eierandeler i selskaper, eiendom eller penger i banken, kan være et vanskelig definisjonsspørsmål. I tillegg kan det være utfordrende å få tilgang til denne type informasjon i noen land. Både på grunn av mangler i arkiver, men også på grunn av et ønske om å skjule denne typen informasjon fra offentligheten. Allikevel gir Pikettys data og hypoteser verdifull innsikt i hva som driver økonomisk ulikhet i verden.

Selv om Palma og Piketty har lignende teorier og metoder, er de ikke helt enige. Palma mener Piketty i for stor grad vektlegger nyklassiske teorier om faktorer som kapitalakkumulering, teknologisk framgang og produktivitetsvekst, som baserer seg på 1950-tallets Solow-Swan analyser (Palma, 2016, p. 40). Mer spesifikt mener han at disse modellene forutsetter fullstendig kompetitive markeder, som ikke er tilfelle i virkeligheten. I tillegg til at de antar at vekstratene for kunnskap og arbeidskraft er konstante. Palma mener altså at denne tilnærmingen blir for snever. Piketty selv mener han ikke nødvendigvis er en tilhenger av den nyklassiske modellen, men verdsetter allikevel verdien av å forstå den (Piketty, 2021).

Palma ratioen forsøker altså å måle økonomisk ulikhet der ulikheten eksisterer, nemlig mellom de øverste 10 og nederste 40 prosentene. De 50 prosentene som befinner seg i midten får omtrent en like stor andel av kaka uavhengig av om de bor i et land med høye eller lave økonomiske forskjeller. Joseph Stiglitz (2016) er enig i Palmas analyse over hvor de økonomiske forskjellene faktisk ligger. Han stiller seg imidlertid mer kritisk til Palmas kritikk

av de nyklassiske modellene og teoriene. De er ikke tilstrekkelige for å forklare den ulikheten man ser på toppen og bunnen av samfunnet, men Stiglitz mener det er nødvendig å foreta en grundig analyse av hva de nyklassiske modellene klarer- og klarer ikke å svare på, for så å undersøke hvor metoden feiler. Ytterligere mener Stiglitz det er nødvendig å skille mellom økonomisk ulikhet før og etter skatt. Forskjellene før skatt kan i større grad forklares av de nyklassiske modellene som Solow modellen, hvor investeringer, teknologisk utvikling og humankapital er sentralt. Etter skatt er det derimot politiske prosesser som dikterer hvor store økonomiske ulikheter det er i landet. De skandinaviske landene er et godt eksempel på dette, ikke fordi det i utgangspunktet er spesielt store økonomiske forskjeller i BNI, men fordi de baserer seg på en refordelingspolitikk for å utjevne forskjellene ytterligere gjennom skatter og avgifter. I Japan har de også relativt lave økonomiske ulikheter, men dette skyldes i større grad justeringer før skatt. Altså at inntektsnivået i utgangspunktet er mer rettferdig fordelt, uten at det trenger å lene seg på et skattesystem for denne refordelingen (Wilkinson & Pickett, 2010).

### 2.3. Etnisk fragmentering

Effekten av etnisk mangfold på økonomisk utvikling har vært mye debattert innen studiet av utviklingsøkonomi. Noen mener de kunstige landegrensene innført av tidligere kolonimakter har gjort den tredje verden for heterogen. Grenser ble bestemt med grunnlag i vestlige interesser, med lite ettertanke til de som bor i og rundt disse landene. Slik ble folkeslag og familier delt på tvers av land, og fiender ble tvunget til å dele det samme geografiske- og politiske landområdet. Denne kunstige sammensetningen av folk med ulik etnisitet, kultur og språk hindrer disse utviklingslandene i å nå en nødvendig konsensus for å bygge gode institusjoner og fremme økonomisk vekst (Alesina et al., 2003; Alesina et al., 2008; Alesina & La Ferrara, 2005; Easterly, 2006; Easterly & Levine, 1997). William Easterly og Ross Levine(1997) og Alesina et.al (2005) finner et kausalt forhold mellom etnisk mangfold og økonomisk vekst. De viser hvordan en økt grad av etnisk fragmentering i land fører til lavere økonomisk vekst. Altså jo flere etnolingvistiske grupper i befolkningen, jo lavere er vekstraten av BNP. Paul Collier (2001) mener derimot at det ikke er graden av fragmentering som er den avgjørende faktoren, men heller hvorvidt det er en dominerende gruppe i samfunnet. Altså er det verre for et lands vekst om det er en majoritet i befolkningen som undertrykker en eller flere minoriteter.

Til tross for at det ikke finnes noen konsensus om effekten etnisk mangfold har på økonomisk vekst, står det ikke på mangelen av akademiske bidrag på feltet. Forholdet mellom mangfold og økonomisk *ulikhet* er derimot mindre forsket på. Sturm og De Haan (2015) ser på forholdet mellom kapitalisme, ulikhet og etnolingvistisk fragmentering. De baserer seg på inntekt før skatt, og konkluderer med at det ikke er noen sammenheng mellom økonomisk frihet (som et mål på kapitalisme) og inntektsulikhet. De finner derimot et samspill mellom økonomisk frihet og etnisk mangfold. Land med høy fragmentering har en ujevn fordeling av inntekter, mens kapitalistiske land med lavere fragmentering har en jevnere inntektsfordeling, altså lavere økonomisk ulikhet (Sturm & De Haan, 2015).

En felles forutsetning gjort av både Easterly, Alesina, Collier, Sturm og De Haan, er at etnisk fragmentering er gitt eksogent og konstant over tid. I dagens globaliserte verden er ikke dette en forutsetning vi kan ta for gitt. Økt reising og migrasjon fører til endringer i den etniske sammensetningen av land. For eksempel er et av EUs viktigste prinsipper muligheten til å arbeide i andre land innenfor unionen (European-Commission, 2022). I tillegg baserer modellene seg i stor grad på data som ikke har vært oppdatert siden tidlig 2000-tallet.

I denne oppgaven vil jeg dermed bidra til den eksisterende litteraturen ved å identifisere hvorvidt etnisk fragmentering påvirker økonomisk ulikhet. Dette gjøres basert på nyere data på etnisk fragmentering som måler variasjon over tid.

## 3. Data

### 3.1. Avhengig variabel

For å måle økonomisk ulikhet velger jeg å kjøre to modeller, en som benytter Gini indeksen og en som benytter Palma ratioen. Dette gjør jeg for å sammenligne resultatene når man måler økonomisk ulikhet for en hel befolkning, kontra der hvor noen mener den økonomiske ulikheten faktisk ligger, nemlig mellom de 10% øverste og 40% laveste i befolkningen.

#### 3.1.1. Gini indeksen

Gini indeks dataen jeg bruker er hentet fra *World Income Inequality Database (WIID) Companion Dataset* som er utviklet av *United Nations University World Institute for Development (UNU-WIDER, 2022b)*. Datasettet viser netto inntektsfordeling per innbygger for hvert land over en lengre tidsperiode. Dataen baserer seg på 196 land med årlige observasjoner fra 1940 til 2020. En utfordring når man måler økonomisk ulikhet over så mange land over så lang tid, er hvorvidt dataen er sammenlignbar. Det forutsetter at man bruker samme metode for å innhente data på økonomisk ulikhet for hvert land og i hvert tidsintervall. Utviklerne av WIID innrømmer at dette kan være en utfordring for deres datasett, men de har foretatt justeringer av eventuelle *alternative* observasjoner slik at de er konsistente både på tvers av land og over tid (UNU-WIDER, 2022a). Gini indeksen jeg bruker går fra 0 til 100, hvor 0 er perfekt økonomisk likhet og 100 er at alle økonomiske midler er sentrert hos en person.

#### 3.1.2. Palma ratio

Palma ratioen måler andel av BNI hos de 10% rikeste delt på andelen av BNI hos de 40% fattigste. Altså utelater variabelen 50% av befolkningen. Dette kan være problematisk fordi vi da ikke kan si noe om hvorvidt disse 50% har en betydning for økonomisk ulikhet. Hvis det imidlertid er slik som Palma mener, er det ikke blant disse 50 prosentene ulikheten ligger. Den er sentrert mellom de 10% rikeste og 40% fattigste (Palma, 2016). I likhet med Gini indeksen er variabelen hentet fra WIID (UNU-WIDER, 2022b). Det oppstår imidlertid et problem når man ser på effekten av etnisk mangfold på økonomisk ulikhet, og utelater halve befolkningen. Man mister mulig hele etniske grupper. Hvis det er slik at økonomisk ulikhet avhenger av graden av etnisk fragmentering i samfunnet, er det ikke utenkelig at deler av velstanden er sentrert hos noen etniske grupper. Dermed ville det også vært mulig å se en sammenheng mellom medlemmene av hver etnisk gruppe og hvor de er på inntektsstigen. Når vi tar bort de med inntekt mellom de 40% fattigste og 10% rikeste, mister vi mulig 50% av de etniske gruppene. På den andre siden kan denne inndelingen være positiv, for eksempel om det er slik

at de 10% rikeste tilhører en spesifikk etnisk gruppe. Jeg mener det fortsatt er interessant å bruke variabelen i modellen min, men med forbehold om at observasjonsgrunnlaget kan være for svakt. Den laveste verdien av *palma* er 0,25 og den høyeste er 31,185. Jo høyere verdi jo høyere økonomisk ulikhet er det.

## 3.2. Uavhengige variabler

### 3.2.1. Etnisk fragmentering

For å måle etnisk mangfold i befolkningen bruker jeg variabelen *EFindex* fra The Historical index of Ethnical Fractionalization Dataset (HIEF) utviklet av Lenka Dražanová (2020). Datasettet baserer seg på historisk data fra 162 land mellom 1945 og 2013. Dataen skiller seg fra tidligere lignende datasett ved å ta høyde for endring over tid. Andre anerkjente datasett på etnisk fraksjonalisering bruker typisk tids-invariant data (Alesina et al., 2003; Easterly & Levine, 1997), som begrenser muligheten for å analysere effekten av endringen i etniske sammensetninger over tid. Hvordan man måler etnisk mangfold har vært mye diskutert. William Easterly og Ross Levine (1997) bruker en sammensetning av etniske og lingvistiske forskjeller for å måle etnisk fraksjonalisering. Metoden har mottatt noe kritikk for å vektlegge lingvistiske forskjeller for mye ettersom det er et dårlig mål på kultur, hudfarge og ellers etnisitet. Ta Sør-Amerika for eksempel. Store deler av kontinentet snakker samme språk, men har store etniske og kulturelle forskjeller. Dermed blir det å måle mangfold basert på språk problematisk (Dražanova, 2020). Alesina et al (2003) utviklet en lignende modell, basert på mål av både religiøs- og etnolingvistisk mangfold. Modellen gjør en bedre jobb med å ta høyde for problemene som oppstår når man måler lingvistiske forskjeller, men den er fortsatt ikke perfekt. Å måle etnisk mangfold er problematiske, nettopp fordi det ikke finnes noen klare retningslinjer for å definere en etnisk gruppe. Noen har brukt lingvistiske avstander, altså avstanden mellom språk i et språktre (Fearon, 2003), mens andre vektlegger etnisitet og kultur tyngre. Enda en utfordring oppstår ved at etniske grupper utvikler seg over tid. Hva man måler ett år er dermed ikke gitt å være det samme året etter. Dražanová forsøker å ta høyde for disse utfordringene i utviklingen av HIEF datasettet, men innrømmer at problemene vedvarer (Dražanova, 2020). Dataen er basert på opplysninger hentet fra CIA World Factbook og Encyclopedia Britannica (Dražanova, 2020).

Etnisk fraksjonalisering i min modell kan defineres som summen av 1 minus andelen av etniske grupper i befolkningen.



$$\sum_{i=1}^n (1 - s_i^2)$$

$i$  indikerer hver etnisk gruppe i landet,  $s_i$  indikerer andelen av en etnisk gruppe  $i$  i befolkningen, og  $n$  indikerer antall etniske grupper i landet. Jo nærmere tallet kommer 1, jo mer mangfold er det i befolkningen.

### 3.3. Kontrollvariabler

Jeg inkluderer også flere kontrollvariabler i modellene mine. Ved å inkludere kontrollvariabler minimerer vi sjansen for at noe utenfor modellen påvirker endringen i den avhengige variabelen. Utvikling i BNP kan for eksempel ha noe å si for hvordan økonomisk ulikhet utvikler seg, og er derfor nødvendig å inkludere som en kontrollvariabel. Valg av kontrollvariabler baseres på teori, hvor det må eksistere et plausibelt kausalitetsforhold mellom den avhengige variabelen og kontrollvariablene. Ved å inkludere dem begrenser vi sjansen for at det er en ikke-målt effekt som påvirker endringen i den avhengige variabelen (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). Kontrollvariablene jeg inkluderer i mine modeller er: BNP per innbygger, hvor egalitært landet er, andel av BNP som stammer fra handel, andel av BNP som stammer fra olje, andelen av befolkningen som bor i urbane strøk, befolkningstall og økonomisk frihet.

#### 3.3.1. Økonomisk utvikling

Som jeg har nevnt i litteraturgjennomgangen, er det en sammenheng mellom et lands BNP og økonomisk ulikhet. Jeg bruker variablene BNP per innbygger hentet fra verdensbankens *World Development Indicators* (*World Development Indicators*, 2022). For å unngå effekten av skjevhet i variabelen er den logaritmisk transformert (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). Jeg kontrollerer også for andelen av BNP som kommer fra handel gjennom variabelen  $\ln(\text{handelBNP})$ . Denne variabelen sier noe om hvor åpen økonomien er, en faktor som kan spille inn på økonomisk ulikhet. I tillegg kontrollerer jeg for andelen av BNP som kommer fra oljeinntekter med variabelen  $\ln(\text{oljeBNP})$ . Flere land har hatt en stor økning i BNP som et resultat av oljeinntekter. Noen av disse, som oljegigantene i Midtøsten, er ikke spesielt demokratiske og har en høy grad av økonomisk ulikhet og dermed viktig å kontrollere for. Både handel som andel av BNP og olje som andel av BNP er log transformerte.

### 3.3.2. Egalitær index

Teorien tilsier at kvaliteten på institusjoner er viktig for økonomisk vekst og økonomisk likhet. Acemoglu og Robinson (2013) argumenterer blant annet for viktigheten av inkluderende institusjoner for økonomisk vekst og mindre forskjeller. Å måle inkluderende, eller «gode» institusjoner kvantitativt kan imidlertid være litt utfordrende. I denne oppgaven vil jeg bruke variabelen *egalitær* hentet fra Varieties of Democracy institute sitt *V-Dem* datasett (Coppedge, Gerring, Knutsen, Lindberg, Teorell, Alizada, et al., 2021). Variabelen er en index bestående av gjennomsnittsverdier fra andre indexer i *V-dem* datasettet. Mer spesifikt er det snakk om *the equal protection index*, *the equal access index* og *the equal distribution index* (Coppedge, Gerring, Knutsen, Lindberg, Teorell, Altman, et al., 2021, p. 55). Variabelen måler altså institusjonene i samfunnet på deres evne til å beskytte befolkningen, sørge for at befolkningen har lik tilgang på utdanning, helsehjelp o.l, og en rettferdig fordeling av ressurser. Sistnevnte kan sies å være for nærliggende til vår avhengige variabel, økonomisk ulikhet. Før å undersøke om dette vil være et problem gjør jeg en korrelasjonsanalyse av egalitær variabelen og den avhengige variabelen (Appendix 1). Så fremst korrelasjonen ikke har en verdi høyere enn 0,8, er det uproblematisk (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, p. 147). Resultatet er en korrelasjon på -0,46 som tilsier at de ikke korrelerer. Variabelen egalitær blir dermed inkludert som et mål på gode og rettferdige institusjoner. Den går fra 0 til 1 hvor 0 er lite egalitært og 1 er svært egalitært.

### 3.3.3. Befolkning

Jeg inkluderer en variabel for størrelsen på befolkningen, *folketall*, av to årsaker. Land med stor befolkning ha flere etniske grupper, som for eksempel India, og kan dermed påvirke resultatene i modellen (de Soysa & Almås, 2019). I tillegg kan det være vanskeligere administrativt å styre en stor befolkning, som dermed kan svekke institusjoner og dermed også ett av grunnlagene for økonomisk likhet. Variabelen er logaritmisk transformert. Variabelen er hentet fra World Income Inequality Database (UNU-WIDER, 2022b).

Jeg kontrollerer også for hvor urban befolkningen er ved å måle andelen av befolkningen som bor i urbane områder. Urbaniseringen av landet sier noe om landets utvikling. Hvor land med lav produktivitet typisk har lavere urbanisering enn land med høy produktivitet (Ahrend et al., 2014; Di Clemente et al., 2021; Glaeser & Xiong, 2017). Variabelen strekker seg fra 0-100, hvor 0 er at 0% av befolkningen bor i urbane strøk og 100% er at hele befolkningen bor i urbane

strøk. Variabelen har betegnelsen *urban* og er hentet fra verdensbanken (*World Development Indicators*, 2022).

### 3.3.4. Økonomisk frihet

Til slutt inkluderer jeg også et mål på økonomisk frihet, hentet fra Fraser Institutes Economic Freedom of the World (2022). Noen mener økonomisk frihet skaper nye muligheter for de minst privilegerte i samfunnet, og dermed bidrar til å minimere ulikheter. Andre mener derimot at økt økonomisk frihet skaper økt økonomisk vekst, på bekostning av lik inntektsfordeling. Altså at jo friere det økonomiske systemet er, jo mer tjener landet, men jo mer sentraliseres hos de rikeste (Sturm & De Haan, 2015). Derfor er det relevant å også kontrollere for graden av økonomisk frihet i landet. Variabelen *ØF* (økonomisk frihet) går fra 0-10 hvor 0 er en lav grad av økonomisk frihet og 10 er fullstendig fritt. Variabelen måles imidlertid på 5 års intervaller mellom 1975 og 2000, som gjør at vi mister svært mange observasjoner i modellen. Jeg vil derfor kjøre regresjoner både med og uten denne variabelen.

*Table 1 Deskriptiv Statistikk*

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Gini	10094	43.809	11.689	0	77.085
palma	10094	3.027	2.607	.25	31.185
EFindex	5954	.447	.265	0	.89
lBNIperinbygger	10094	9.031	1.215	5.964	12.333
lhandelBNI	7322	4.219	.619	-3.863	6.093
loljeBNI	7805	.628	1.094	0	4.482
Egalitær	8135	.582	.229	.039	.974
Urban	10045	53.174	25.017	3.101	100
lbefolkning	10094	15.078	2.333	8.663	21.087
ØF	3627	6.615	1.142	2.5	9.11
year	10094	1996	14.143	1972	2020

## 4. Metode

I denne oppgaven bruker jeg tidsserie-tverrsnitt (Time-Series Cross Sectional)(Mehmetoglu & Jakobsen, 2017) data basert på 132 land over tidsperiode 1971-2013. Datasettet kan klassifiseres som ubalansert fordi det mangler observasjoner fra noen land i noen perioder. En følge av dette er at antallet observasjoner vil variere avhengig av hvilke variabler som benyttes.

En begrensning ved denne metoden er at den ofte kan gi partiske resultater, ettersom observasjonsenheter ikke er fullstendig uavhengige av hverandre. Dataen inneholder observasjoner for alle observasjonsenheter (land) for hvert år, men vi kan ikke anta at landene utvikler seg uavhengig av hverandre. Vi kan for eksempel ikke anta at politikken i Sverige har null innflytelse på politikken i Norge. Dermed er det sannsynlig at de individuelle enhetenes standardavvik vil korrelere over tid, som igjen kan gi problemer med autokorrelasjon. Det kan også resultere i problemer med heteroskedastisitet om standardavvikene ikke er normalfordelt (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). Siden forutsetningen om at observasjonsenheter skal være uavhengige kan være brutt, er det sannsynlig at dataen også har problemer med romlig avhengighet (spatial dependency) (Hoechle, 2007). Derfor vil jeg i mine modeller benytte Driscoll-Kraay standard error, en metode som er robust for problemene jeg her har nevnt. I dette kapitlet skal jeg diskutere dette videre.

For å teste modellen min for autokorrelasjon benytter jeg meg av Wooldrige test. Nullhypotesen er at det ikke er tilfeller av autokorrelasjon av første orden. Resultatet er signifikant, som betyr at modellen har problemer med autokorrelasjon (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). Dette betyr at observasjonene ikke er uavhengige av hverandre. Som jeg nevnte tidligere er dette fordi land, som er observasjonsenheter, ikke eksisterer i en isolert boble hvor hva som skjer nasjonalt kun påvirker landet selv. I tillegg har mange land ulike handelsavtaler og unioner, som også bidrar til at resultatene er korrelerte. Et annet problem er at dataen måler utvikling over tid. Observasjonene for et land i år  $x$  vil ikke være fullstendig uavhengige av observasjonene for landet i år  $x+1$ . Altså vil observasjonene også korrelere med observasjonen for de nærliggende årene (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). Disse problemene kan resultere i klynger i dataen, noe jeg kommer mer inn på senere i kapitlet.

Fordi det er problemer med autokorrelasjon i dataen er det også sannsynlig at det er problemer med heteroskedastisitet. Jeg bruker *Breusch-pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedasticity*

for å sjekke om det er tilfelle. Testen estimerer variansen til den avhengige variabelen fra de gjennomsnittlig kvadrerte verdiene for residualene (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, p. 150). Nullhypotesen er at det er homoskedastiske residualer i modellen. Resultatet er signifikant som betyr at modellen har problemer med heteroskedastisitet. Problemene med autokorrelasjon og heteroskedastisitet oppstår fordi residualene ikke er uavhengige av hverandre og de er heller ikke normalfordelte. En mulig løsning er å bruke robuste standardfeil som myker opp disse kriteriene i modellen (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). Om dette var de eneste to svakheterne ved modellen kunne jeg benytte *White, Rogers* eller *Newey-West's* standardavvik (Hoechle, 2007), men som jeg snart vil påpeke har modellen også problemer med romlig avhengighet.

En viktig årsak til hvorfor vi har problemer med autokorrelasjon og heteroskedastisitet er at observasjonsenheterne i modellen er land. Som nevnt er ikke land avhengige av hverandre, og gir derfor problemer med romlig avhengighet i modellen. Det betyr at observasjonsenheterne ikke er uavhengige av andre observasjonsenheter som ligger i nærheten av den selv (Hoechle, 2007; Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). I datasettet jeg benytter meg av er for eksempel alle landene som inngår i EU oppført som individuelle enheter. De vil naturlig ha en høy grad av korrelasjon fordi mye av deres politikk er felles bestemt i de ulike EU instansene. Dermed er de, i alle fall til en viss grad, avhengige av hverandres politikk og økonomi. For å ta høyde for dette i modellen min, i tillegg til å ta høyde for problemene med autokorrelasjon og heteroskedastisitet, bruker jeg *Driscoll-Kraay standard errors*. Disse standardavvikene er robuste for både romlig avhengighet, autokorrelasjon og heteroskedastisitet, som gjør de ypperlige for min modell (Hoechle, 2007)

Jeg benytter meg som sagt av en tidsserie tverrsnitt metode. Fordi dataen derfor er tidsavhengig, får vi ulike gjennomsnitt og varians for hver observasjon i hvert tidsintervall. Dataen er altså ikke-stasjonær. Dette kan lede til en spuriøs sammenheng mellom observasjonsenheterne som igjen kan føre til falske signifikante funn. Dette kan forekomme om to urelaterte variabler har den samme trenden i den samme tidsperioden. Altså om en del av variansen for to variabler kan forklares av en tredje variabel (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). Det er hovedsakelig to metoder man kan bruke for å unngå problemer med spuriøse sammenhenger. Man kan inkludere den tredje variabelene som påvirker de første to. Det kan imidlertid være vanskelig å vite hvilken variabel dette skal være. Det baserer seg i stor grad på teori, hvor alle relevante variabler burde være med i modellen. Et annet problem er at det ikke er sikker vi har data på nøyaktig den variabelen, og kan derfor ikke inkludere den. Den andre metoden for å løse dette problemet er

å bruke *fixed effects* i modellen. Dette er en fordel når man bruker paneldata, fordi det gjør oss i stand til å identifisere variasjonen innenfor hver enkelt enhet (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). For mine modeller forsøker jeg å inkludere alle relevante variabler basert på teori for å minimere risikoen for spuriøse sammenhenger. Videre vil jeg også diskutere hvorvidt bruken av *fixed*- eller *random effects* er best egnet for min modell.

Jeg vil nå undersøke hvorvidt *fixed*- eller *random effects* er best egnet for mine modeller. Testen baserer seg på om en ukjent variabel ( $c$ ) påvirker modellen:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + (c_i + e_{it})$$

Her er  $c_i$  sammen med  $e_{it}$  restleddet i modellen, altså variansen som ikke blir forklart av modellen. Hvis  $cov(x_i, c_i) \neq 0$ , altså hvis det er en faktor som ikke måles i modellen som korrelerer med en eller flere av  $x$  variablene, kan resultatet være at koeffisientene er *biased*. Generelt sett, hvis  $cov(x_i, c_i) = 0$  så kan man bruke *random effects*, men hvis  $cov(x_i, c_i) \neq 0$  så bør man bruke *fixed effects* (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, p. 240).

Jeg benytter meg av en Hausman test for å se hva som er best egnet for min modell. Null hypotesen her er at det ikke er noen korrelasjon mellom de uavhengige variablene og de unike restleddene i modellen vår, som betyr at *random effects* er best egnet. Om resultatene av Hausmans test er signifikante på et 5% nivå, forkaster vi nullhypotesen og det er *fixed effects* som er best egnet for modellen.

Etter å ha kjørt Hausmans test for alle mine regresjoner er alle resultatene signifikante innenfor et 5% nivå, og dermed er *fixed effects* best egnet for modellene. *Fixed effects* måler variansen inne hver observasjonsenhet, altså vil den måle effekten av de uavhengige variablene på den avhengige variabelen inni hvert land. I tillegg vil den måle effekten av den *time-invariant* uavhengige variabelen som ikke er med i modellen.

Selv om modellen er riktig spesifisert for *fixed effects*, kan det fortsatt oppstå problemer med utelatte variabler. Disse variablene kan føre til spuriøse sammenhenger som kan gi feilaktige resultater i regresjonene. For eksempel hvis vi kjører en regresjon med kun økonomisk ulikhet som avhengig variabel og etnisk fragmentering som uavhengig variabel, vil vi kunne få feilaktige resultater. Dette er fordi etnisk fragmentering alene ikke står for all variansen i

økonomisk ulikhet. Vi må også ta høyde for andre variabler, som f.eks. BNP, befolkningsvekst og politiske institusjoner. Derfor er det viktig å inkludere alle relevante variabler for modellen. Hva som er relevant, baserer seg i stor grad på teori. Gjennom en grundig teorigjennomgang kan man identifisere hvilke variabler som kan føre til eventuelle spuriøse sammenhenger, og inkludere dem i modellen (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). Samtidig som man må passe på å inkludere alle relevante variabler, må man være forsiktig med ikke å inkludere irrelevante variabler, samt for mange variabler. For mange uavhengige variabler kan resultere i at forklaringskraften i modellen blir vesentlig svekket. Derfor bør alle inkluderte variabler ha et teoretisk grunnlag for deres effekt på den avhengige variabelen. For å ta høyde for dette baserer hvilke kontrollvariabler jeg inkluderer i modellene seg på gjennomgangen av tidligere forskning og teori. Jeg vil gå nærmere inn på dette senere i oppgaven.

Jeg inkluderer også et år med *lag* i modellen. Dette er fordi effekten av de uavhengige variablene ikke nødvendigvis vil vises i den avhengige variabelen med en gang. I tillegg er det ikke slike at observasjonene for hvert år er uavhengige av hverandre. BNP ett år vil med all sannsynlighet ha en innvirkning på BNP neste år. Det er altså lite sannsynlig at BNP har drastiske svingninger fra år til år.

Til slutt er det også viktig og tenkte på forskjellen på korrelasjon og kausalitet, samt hvilken vei et årsaksforhold går. Resultatene fra statistikken viser oss kun korrelasjon, kausaliteten må begrunnes i teori. Det er derfor viktig med et solid teorigrunnlag, både for hvilken variabler som er inkluderte, men også hvorfor man forventer en sammenheng mellom dem (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). I denne oppgaven er det forventede årsaksforholdet at etnisk mangfold har en innvirkning på økonomisk ulikhet, og ikke motsatt. Det er fordi det er lite tenkelig at graden av økonomisk ulikhet skal ha noen effekt på den etniske sammensetningen i befolkningen. Det er for eksempel lite trolig at hele folkegrupper vil flytte fra et land kun på grunn av den økonomiske ulikheten.

## 5. Resultater

Tabell 2 viser seks OLS regresjonsmodeller. Modell (1), (3) og (5) bruker Gini indeksen som avhengig variabel mens modell (2), (4) og (6) bruker Palma ratioen. De uavhengige variablene er de samme for alle modellene, men i modell 3-6 har jeg også inkludert et mål på økonomisk frihet. Som jeg har diskutert tidligere finnes det et teoretisk grunnlag for at graden av økonomisk frihet påvirker økonomisk ulikhet. Variabelen er imidlertid hentet fra et begrenset datasett med

færre observasjoner enn resten av dataen jeg benytter meg av. Modell 1 og 2 baserer seg på årlige observasjoner mellom 1972 og 2013. Modell 3, 4, 5 og 6 basers på data hentet ved 5 års intervaller mellom 1975 og 1995, for deretter å benytte årlige intervaller fra 2000 til 2013. Dette er på grunn av begrensninger ved datasettet hvor økonomisk frihet variabelen er hentet fra. Dette fører til at antallet observasjoner reduseres kraftig, og kan til dels svekke modellen. Allikevel er det interessant å undersøke effekten av økonomisk frihet på de avhengige variablene. Modell 5 og 6 inkluderer i tillegg til overnevnte variabler, et samspillsledd mellom økonomisk frihet og etnisk fragmentering.

$$(1) \text{gini}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{EFindex}_{it} + x_{it} + \text{år}dummies + \beta_8 \text{gini}_{it-1} + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

$$(2) \text{palma}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{EFindex}_{it} + x_{it} + \text{år}dummies + \beta_8 \text{palma}_{it-1} + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

$$(3) \text{gini}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{EFindex}_{it} + x_{it} + \beta_8 \text{ØF}_{it} + \text{år}dummies + \beta_9 \text{gini}_{it-1} + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

$$(4) \text{palma}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{EFindex}_{it} + x_{it} + \beta_8 \text{ØF}_{it} + \text{år}dummies + \beta_9 \text{palma}_{it-1} + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

$$(5) \text{gini}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{EFindex}_{it} + x_{it} + \beta_8 \text{ØF}_{it} + \beta_9 \text{EFindex}_{it} * \text{ØF}_{it} + \text{år}dummies \\ + \beta_{10} \text{gini}_{it-1} + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

$$(6) \text{palma}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{EFindex}_{it} + x_{it} + \beta_8 \text{ØF}_{it} + \beta_9 \text{EFindex}_{it} * \text{ØF}_{it} + \text{år}dummies \\ + \beta_{10} \text{palma}_{it-1} + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

$i$  er enheten som måles, altså landene.  $t$  står for tiden, altså år. Jeg inkluderer årlige dummy variabler for å kontrollere for års effekter som kan påvirke den avhengige variabelen.  $x$  er en fellesbetegnelse for kontrollvariablene.  $\beta_x \text{avhengig\_variabel}_{it-1}$  er betegnelsen for at modellen inkluderer ett år lag, altså er den avhengige variabelen forsinket med ett år.  $\gamma_t$  måler tidsfaste effekter som fanger opp systematiske forskjeller mellom enhetene i dataen som ikke endres over tid. Dette er fordi jeg bruker *fixed effects*. Til slutt er  $\epsilon$  feilbegrepet i modellene.



Table 2

VARIABLES	(1) gini	(2) palma	(3) gini	(4) palma	(5) gini	(6) palma
EFindex	5.76*** (1.96)	0.66 (0.64)	6.56*** (1.93)	1.86** (0.66)	19.22*** (4.33)	7.20** (2.84)
IBNIperinbygger	1.20*** (0.32)	0.85*** (0.12)	1.75** (0.71)	1.35*** (0.33)	1.54* (0.75)	1.26*** (0.31)
lhandelBNI	0.55*** (0.18)	0.19** (0.09)	0.31 (0.35)	0.02 (0.23)	0.16 (0.34)	-0.05 (0.20)
loljeBNI	-0.18 (0.15)	0.12* (0.07)	0.13 (0.16)	0.12* (0.06)	0.09 (0.16)	0.10 (0.06)
Egalitær	2.03*** (0.72)	1.70*** (0.49)	-1.12 (1.70)	0.51 (0.80)	0.65 (1.76)	1.26 (0.90)
Urban	-0.07*** (0.01)	-0.03*** (0.00)	-0.06* (0.03)	-0.01* (0.01)	-0.07** (0.03)	-0.02** (0.01)
lBefolkning	-2.69*** (0.49)	-0.41*** (0.15)	-1.48** (0.65)	0.37** (0.14)	-0.63 (0.49)	0.72** (0.29)
ØF			0.12 (0.23)	0.01 (0.11)	1.08*** (0.24)	0.41*** (0.10)
EFindex#ØF					-2.01*** (0.58)	-0.85** (0.38)
Constant	74.44*** (7.92)	1.57 (1.95)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Observations	4,932	4,932	2,127	2,127	2,127	2,127
Number of groups	151	151	137	137	137	137
Within R <sup>2</sup>	0,086	0,1015	0,0897	0,0856	0,1063	0,1040

Standard errors in parentheses

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

Modell (1) viser en regresjon med Gini indeksen som avhengig variabel. EFindexen har en koeffisient på 5,76 og er statistisk signifikant innenfor et 1% nivå. Det indikerer at høyere etnisk fragmentering i et land assosieres med høyere økonomisk ulikhet. Siden modellene er spesifisert for *fixed effects* og måler variansen inni hver enhet istedenfor på tvers av dem, vil det si at en enhets økning i etnisk fragmentering i gjennomsnitt fører til 5,76 enhets økning i økonomisk ulikhet for landene, når vi holder alle andre variabler konstant. BNI per innbygger og handel som andel av BNI er begge statistisk signifikante med positive koeffisienter. For BNI per innbygger vil det si at jo rikere landet er (per innbygger) jo mer økonomisk ulikhet er det. For handel som andel av BNI vil det si at jo større andel av landets økonomi som kommer fra internasjonal handel, jo høyere økonomisk ulikhet er det. Olje som andel av BNI har en negativ koeffisient, altså jo større andel av BNI som kommer fra oljeinntekter jo lavere er den

økonomiske ulikheten. Denne variabelen er imidlertid ikke statistisk signifikant innenfor et 5% nivå, noe som indikerer at det ikke er en statistisk sammenheng mellom oljeproduksjon og økonomisk ulikhet. Egalitær er statistisk signifikant og har en koeffisient på 2,03. Det vil si at jo mer egalitære institusjoner i landet jo høyere økonomisk ulikhet. Et interessant funn som potensielt går imot teorien, men mer om dette senere. Urban har en negativ koeffisient som tilsier at en mer sentrert befolkning har en sammenheng med lavere økonomisk ulikhet. Variabelen er signifikant. Befolkning er også signifikant med en negativ koeffisient. Altså er det også en sammenheng med en høyere befolkning og lavere økonomisk ulikhet.

Resultatene viser altså som hypotesen min tilsier, at høyere etnisk fragmentering fører til økt økonomisk ulikhet. Dette trekker i samme retning som funnene til Easterly (1997) og Alesina (2003), som finner at økt etnisk fragmentering svekker økonomisk vekst. Et uforventet funn er at *egalitær* fører til høyere økonomisk ulikhet. Teorien tilsier at bedre inkluderende institusjoner fører til lavere økonomisk ulikhet (Acemoglu & Robinson, 2013). Spesielt en variabel som måler egalitære institusjoner, altså institusjoner som ikke diskriminerer mellom etnisitet, språk, religion og kjønn, skulle man anta ville lede til økonomisk likestilte samfunn. Kanskje kan det være fordi Gini indeksen, som baserer seg på netto inntekt for hele befolkningen, ikke fanger opp de økonomiske forskjellene der de faktisk eksisterer (Palma, 2016). I modell (2) hvor jeg benytter Palma ratioen som avhengig variabel, er imidlertid *egalitær* fortsatt signifikant og positivt korrelert. Palma ratioen måler som nevnt tidligere de 40% med lavest inntekt i samfunnet opp mot de 10% med høyest inntekt. Selv om påstanden om at det er blant disse persentilene ulikhetene faktisk eksisterer skulle være sann, ser det ut som mer egalitære institusjoner fortsatt leder til høyere økonomisk ulikhet.

Etnisk fragmentering er fortsatt positivt korrelert med økonomisk ulikhet i modell (2), dog med en svakere koeffisient. Her er imidlertid ikke variabelen signifikant og kan dermed ikke sies å ha en statistisk sammenheng med avhengig variabel. Collier (2001) ville trolig ikke la seg overraske av dette resultatet. Han mener tross alt at effekten av etnisk fragmentering på økonomisk vekst først og fremst utspiller seg i etnisk dominerte samfunn. Altså er det ikke graden av fragmentering som er det viktige, og vil dermed ikke nødvendigvis være signifikant. Ellers for modell (2) er resultatene relativt like med modell (1), med unntak av olje som andel av BNI som nå både er statistisk signifikant innenfor et 5% nivå og er positivt korrelert med Palma ratioen. Altså, jo mer landets BNI avhenger av oljeinntekter, jo mer økonomisk ulikhet er det.

I modell (3) og (4) introduserer jeg en ny variabel *økonomisk frihet*. Modellene bruker de samme to avhengige variablene som modell (1) og (2), men mister en del observasjoner på grunn av mangler i dataen for noen år. I både modell (3) og (4) er etnisk fragmentering positivt korrelert med økonomisk ulikhet og er statistisk signifikant. Effekten er sterkere på Gini indeksen, som kan ha noe å gjøre med at Gini indeksen måler hele befolkningen mens Palma ratioen kun halvparten. Dermed forsvinner store deler av befolkningsgrunnlaget som utgjør de ulike etniske gruppene. Variabelen *egalitær* er nå ikke signifikant for hverken modell (3) eller (4). Den ny introduserte variabelen *økonomisk frihet* er heller ikke statistisk signifikant. Allikevel er det et poeng å inkludere den i modellen, nettopp fordi det eksisterer et teoretisk grunnlag for at graden av økonomisk frihet vil påvirke økonomisk ulikhet (Sturm & De Haan, 2015). Teorien til Sturm og De Haan bygger imidlertid på et samspill mellom økonomisk frihet og etnisk fragmentering, som sammen har en effekt på økonomisk ulikhet. Dermed har vi også modell (5) og (6) som inneholder et samspillsledd mellom *EIndex* og *ØF*.

I modell (5) har etnisk fragmentering en sterkere effekt på økonomisk ulikhet med en koeffisient på 19,22, og et signifikant forhold. Av kontrollvariablene er det bare BNI per innbygger og urban raten som er signifikante, førstnevnte har en positiv koeffisient og sistnevnte en negativ koeffisient. Modellen inkluderer både variabelen *økonomisk frihet* og et samspillsledd mellom *økonomisk frihet* og etnisk fragmentering. *Økonomisk frihet* alene har en positiv statistisk signifikant effekt. Det vil si at jo større grad av økonomisk frihet, jo større økonomiske forskjeller i landet. Samspillsleddet er imidlertid negativt, men signifikant. Det vil si at når den økonomiske friheten øker, fører økt etnisk fragmentering til mindre økonomiske forskjeller i samfunnet. Dette støtter funnene gjort av Sturm og De Haan (2015). Dette viser også at selv om etnisk fragmentering alene har en positiv korrelasjon med økonomisk ulikhet, er effekten motsatt i mer kapitalistiske samfunn.

Modell (6) som også inkluderer et samspillsledd mellom etnisk fragmentering og *økonomisk frihet*, men med Palma ratioen som avhengig variabel, viser i stor grad de samme resultatene som modell (5). Etnisk fragmentering er fortsatt signifikant positivt korrelert med økonomisk ulikhet, men med en noe svakere koeffisient enn den har på Gini indeksen i modell (5). Det samme gjelder *økonomisk frihet*. Samspillsleddet mellom *økonomisk frihet* og etnisk fragmentering er fortsatt signifikant og har en negativ effekt på økonomisk ulikhet. Av kontrollvariablene er det kun befolkningsvariabelen som har noen nevneverdige endringer. I

modell (5) med gini indeksen er den negativ, men ikke signifikant. I modell (6) med palma ratioen er den positiv og signifikant. De to modellene er altså nokså like, med unntak av styrken til koeffisientene.

### 5.1. Diskusjon

Det er hovedsakelig tre viktige momenter å ta med seg fra modellene: 1; mer etnisk fragmenterte land assosieres med høyere økonomisk ulikhet. 2; for land med en høy grad av økonomisk frihet assosieres mer etnisk fragmentering med lavere økonomisk ulikhet. 3; det er ikke store forskjeller i resultatene avhengig av om man bruker Gini indeksen eller Palma ratioen som et mål på økonomisk ulikhet.

For å adressere funn nummer 1 først. Økt etnisk fragmentering assosieres med høyere økonomisk ulikhet. I litteraturgjennomgangen viser jeg hvordan tidligere studier på effekten mellom etnisk fragmentering og økonomisk vekst finner et negativt årsaksforhold, altså at mer mangfoldige land har en lavere vekstrate (Alesina et al., 1999; Alesina et al., 2003; Easterly & Levine, 1997). Mitt funn tyder på at denne effekten også overføres til graden av økonomisk ulikhet. Jeg forsøker også å finne mekanismene i dette årsaksforholdet. I appendikser er det en modell som tester ut forskjellige samspillsledd. For eksempel kunne man anta at mer inkluderende institusjoner, mål ved *egalitær*, sammen med økt mangfold ville føre til lavere økonomisk ulikhet. Jeg finner imidlertid ingen signifikante forhold som tilsier dette. På den andre siden er det heller ikke slik at mer inkluderende institusjoner gjør at økt mangfold fører til mer økonomisk ulikhet. Samspillet mellom etnisk mangfold og økonomisk frihet gir derimot interessante resultater, som tar meg videre til funn nummer 2.

Vi så i modell (5) og (6) at for en høy grad av økonomisk frihet, vil økte verdier av etnisk fragmentering føre til mindre økonomisk ulikhet. Det kan tenkes at dette er fordi det med mer økonomisk frihet vil være vanskeligere å systematisk diskriminere enkelte grupper i samfunnet. Jeg finner at økonomisk frihet alene fører til mer økonomisk ulikhet. Det er dermed mulig at, mens økt økonomisk frihet bidrar til mindre systematisk diskriminering, vil økt etnisk fragmentering fungere som et *checks and balances* system for å hindre at en gruppe i samfunnet konsoliderer for mye av velstanden. Altså at når det eksisterer mange etniske grupper i et kapitalistisk land, vil gruppene passe på at ikke en gruppe blir for sterk, og dermed i stand til å kapre en større del av inntektene. Paul Collier (2001) er inne på noe liknende. Han mener etnisk

*dominerte* samfunn er problematiske for økonomisk vekst, men at samfunn med flere mindre etniske grupper i større grad er i stand til å passe på hverandre. Her er det mulig å trekke paralleller med demokratiteori, hvor demokratiske prinsipper ofte bygger på at man stemmer med utgangspunkt i sine egne interesser, og dermed får et samfunn som ikke er dominert av en gruppe (Dahl, 1998). Hvorvidt dette faktisk stemmer kan være grunnlag for sin egen oppgave, og jeg vil derfor ikke gå dypere inn på det. Men det er en interessant parallell. Det er imidlertid en implikasjon for at økt fragmentering skal lede til et økonomisk likestilt samfunn, nemlig at jeg finner en positiv korrelasjon mellom EFindeksen og økonomisk ulikhet. Dermed kan det hende at dette *checks and balances* systemet er betinget av graden av økonomisk frihet. At i mer restriktive samfunn er det ikke mulig for etniske grupper å kontrollere hverandre til den grad at ikke en gruppe får uproporsjonalt mye makt.

Funn nummer 3, resultatene når jeg kontrollerer for både graden av økonomisk frihet og samspillet mellom etnisk fragmentering og økonomisk frihet, varierer lite avhengig av om vi bruker Gini indeksen eller Palma ratioen. Palma (2016) mener Gini indeksen ikke er et godt mål på økonomisk ulikhet fordi den ikke måler ulikheten der den faktisk forekommer, men i mine modeller ser ikke dette ut til å utgjøre noen stor forskjell. Samtidig var jeg skeptisk til om det ville være problematisk å utelate halve befolkningen som man gjør ved bruk av Palma ratioen, men dette gir heller ingen store forskjeller i resultatene sammenlignet med Gini. Allikevel synes jeg det er interessant å sammenligne disse to, nettopp fordi det er så store uenigheter rundt hvordan man måler økonomisk ulikhet.

Et siste funn jeg synes er interessant er den manglende forklaringskraften til inkluderende institusjoner. I modell (5) og (6) er som sagt *egalitær* ikke signifikant. I en robusthetstest som kan ses i appendiks 4, ser vi en modell med et samspillsledd mellom *egalitær* og *økonomisk frihet*. Samspillet er signifikant og positivt korrelert med avhengig variabel, som tilsier at for mer egalitære institusjoner vil mer økonomisk frihet føre til mer økonomisk ulikhet. Samtidig så er *egalitær*s effekt på økonomisk ulikhet alene nå både statistisk signifikant og med en negativ korrelasjon. Altså er mer inkluderende institusjoner korrelert med mindre økonomiske forskjeller, som virker intuitivt. Disse to funnene kan tyde på at selv om inkluderende institusjoner i utgangspunktet fører til mindre økonomiske forskjeller, vil det i samfunn med høy grad av økonomisk frihet ikke være mulig for disse institusjonen å fungere effektivt, og dermed bidra til lavere økonomisk ulikhet.

Et annet viktig poeng når det kommer til institusjoner er at de ofte har en refordelende funksjon. Når jeg i mine modeller måler inntekt før skatt, er de ikke sikkert effekten av institusjonene har slått inn, og at det er derfor de ikke gir noen signifikante resultater i de første modellene mine.

## 6. Konklusjon

I denne oppgaven har jeg analysert effekten av etnisk fragmentering på økonomisk ulikhet. I motsetning til mye av den tidligere forskningen på forholdet mellom mangfold og økonomisk vekst og ulikhet, ser jeg på endringer over tid ved å bruke et (relativt) nytt datasett. Jeg gjør ingen antagelse om at etnisk fragmentering er gitt eksogent, og er dermed i stand til å inkludere potensielle endringer i etniske sammensetninger over tid. Jeg kontrollerer også for eventuelle definisjonsproblemer når man måler økonomisk ulikhet kvantitativt ved å inkludere to avhengige variabler, Gini indeksen og Palma ratioen.

Funnene mine viser at etnisk fragmentering har en negativ effekt på økonomisk ulikhet, men for land med en høy grad av økonomisk frihet er effekten motsatt. Jeg finner også at det ikke er store forskjeller ved å bruke Gini indeksen eller Palma ratioen som mål på økonomisk ulikhet. Tidligere forskning på lignende problemstillinger kommer fram til noen av de samme konklusjonene. Effekten av etnisk fragmentering på økonomisk vekst har vist seg å være negativ (Alesina et al., 1999; Alesina et al., 2003; Easterly & Levine, 1997). Uten å si at det er et direkte forhold mellom økonomisk vekst og økonomisk ulikhet, er det ikke overraskende at resultatene ligner på hverandre. Easterly finner imidlertid at effekten av etnisk fragmentering på økonomisk vekst er avhengig av kvaliteten på institusjonene i landet. Modellene mine gir oss ingen signifikante funn på forholdet mellom institusjoner og etnisk mangfold for økonomisk vekst, og jeg kan derfor ikke si noe om det. Jeg har derimot funnet et samspill mellom økonomisk frihet og etnisk fragmentering, som viser at økt fragmentering ikke alltid trenger å være dårlig for økonomisk likhet.

For å svare på forskningsspørsmålet mitt; *Hvordan påvirkes økonomisk ulikhet av graden av etnisk fragmentering?* Høy etnisk fragmentering fører til mer økonomisk ulikhet, ved mindre det også er en høy grad av økonomisk frihet. Der hvor det er lav økonomisk frihet er det tenkelig at etniske sammensetninger i samfunnet har større betydning for hvordan ressurser fordeles. Grupper er mer opptatt av å beskytte sine egne framfor å dele med resten. På en annen side kan det også

hende det er restriktive institusjoner som følge av den lave økonomiske friheten, som betinger hvem som tjener mest i samfunnet. Jeg finner ingen klare konklusjoner mellom forholdet til etnisk fragmentering og institusjoner, men dette er et interessant forhold til videre forskning. Kanskje ved å bruke et annet mål på institusjoner får man mer robuste resultater.

Jeg vil også påpeke en mulig svakhet ved modellen min. Jeg har vist hvorfor det er viktig å kontrollere for økonomisk frihet, men med dataen jeg har tilgjengelig mister jeg en god del observasjoner. Det ville være interessant å studere forholdet med mer komplett data mellom 1970-2000. Jeg finner altså et forhold mellom økonomisk ulikhet og etnisk fragmentering, men mer forskning er nødvendig for å fullstendig forstå de bakenforliggende samspillene og mekanismene.

## 7. Kilder

- Acemoglu, D., & Robinson, J. (2013). *Why Nations Fail*. Profile Books Ltd.
- Ahrend, R., Farchy, E., Kaplanis, I., & Lembcke, A. C. (2014). What Makes Cities More Productive? Evidence on the Role of Urban Governance from Five OECD Countries. <https://doi.org/doi:https://doi.org/10.1787/5jz432cf2d8p-en>
- Alesina, A., Baqir, R., & Easterly, W. (1999). Public Goods and Ethnic Divisions. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(4), 1243-1284. <http://www.jstor.org/stable/2586963>
- Alesina, A., Devleeschauwer, A., Easterly, W., Kurlat, S., & Wacziarg, R. (2003). Fractionalization. *Journal of Economic Growth*, 8(2), 155-194. <http://www.jstor.org/stable/40215942>
- Alesina, A., Easterly, W., & Matuszeski, J. (2008). Artificial States. *Journal of European Economic Association*, Vol. 9(No. 2), 246-277.
- Alesina, A., & La Ferrara, E. (2005). Ethnic Diversity and Economic Performance. *Journal of Economic Literature*, 43(3), 762-800. <http://www.jstor.org/stable/4129475>
- Cobham, A., & Sumner, A. (2014). Is inequality all about the tails?: The Palma measure of income inequality. *Significance*, 11(1), 10-13. <https://doi.org/10.1111/j.1740-9713.2014.00718.x>
- Collier, P., Honohan, P., & Moene, K. O. (2001). Implications of Ethnic Diversity. *Economic Policy*, 16(32), 129-166. <http://www.jstor.org/stable/3601036>
- Coppedge, M., Gerring, J., Knutsen, C. H., Lindberg, S. I., Teorell, J., Alizada, N., Altman, D., Bernhard, M., Cornell, A., Fish, M. S., Gastaldi, L., Gjerl w, H., Glynn, A., Hicken, A., Hindle, G., Ilchenko, N., Krusell, J., Luhrmann, A., Maerz, S. F., . . . Ziblatt, D. (2021). *V-Dem Dataset 2021*. <https://doi.org/https://doi.org/10.23696/VDEMDS21>
- Coppedge, M., Gerring, J., Knutsen, C. H., Lindberg, S. I., Teorell, J., Altman, D., Bernhard, M., Cornell, A., Fish, M. S., Gastaldi, L., Gjerl w, H., Glynn, A., Hicken, A., L hrmann, A., Maerz, S. F., Marquardt, K. L., McMann, K., Mechkova, V., Paxton, P., . . . Ziblatt, D. (2021). *V-Dem Codebook V11.1* (Varieties of Democracy (V-Dem) Project Issue.
- Dahl, R. A. (1998). *On Democracy*. Yale University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctv18zhcs4>
- de Soysa, I., & Alm s, S. (2019). Does Ethnolinguistic Diversity Preclude Good Governance? A Comparative Study with Alternative Data, 1990-2015. *Kyklos*, 72(4), 604-636. <https://doi.org/10.1111/kykl.12210>
- Desmet, K., Ortu o-Ort n, I., & Wacziarg, R. (2012). The political economy of linguistic cleavages. *Journal of Development Economics*, 97(2), 322-338. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2011.02.003>
- Desmet, K., Ortu o-Ort n, I., & Weber, S. (2009). LINGUISTIC DIVERSITY AND REDISTRIBUTION. *Journal of the European Economic Association*, 7(6), 1291-1318. <http://www.jstor.org/stable/40601204>
- Di Clemente, R., Strano, E., & Batty, M. (2021). Urbanization and economic complexity. *Sci Rep*, 11(1), 3952. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-83238-5>
- Drazanova, L. (2020). Introducing the Historical Index of Ethnic Fractionalization (HIEF) Dataset: Accounting for Longitudinal Changes in Ethnic Diversity. *Journal of Open Humanities Data*, 6. <https://doi.org/10.5334/johd.16>
- Easterly, W. (2006). *The White Man's Burden*. Oxford University Press.



- Easterly, W. (2017). Development in a Time of Xenophobia. *Journal of International Affairs*, 41-51. <http://www.jstor.org/stable/44842599>
- Easterly, W., & Levine, R. (1997). Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1203-1250. <http://www.jstor.org/stable/2951270>
- European-Commission. (2022). *Annual Report on Intra-EU Labour Mobility 2021*. P. O. o. t. E. Union.
- Fearon, J. D. (2003). Ethnic and Cultural Diversity by Country\*. *Journal of Economic Growth*, 8(2), 195-222. <https://doi.org/10.1023/A:1024419522867>
- Glaeser, E. L., & Xiong, W. (2017). Urban productivity in the developing world. *Oxford Review of Economic Policy*, 33(3), 373-404. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grx034>
- Haller, M., & Eder, A. (2014). *Ethnic Stratification and Economic Inequality around the world*. Ashgate Publishing Company.
- Hoechle, D. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312. <https://doi.org/10.1177/1536867x0700700301>
- Institute, T. F. (2022). Economic Freedom of the World.
- Karnane, P., & Quinn, M. A. (2019). Political instability, ethnic fractionalization and economic growth. *International Economics and Economic Policy*, 16(2), 435-461. <https://doi.org/10.1007/s10368-017-0393-3>
- Liao, T. F. (2006). Measuring and Analyzing Class Inequality with the Gini Index Informed by Model-Based Clustering. *Sociological Methodology*, 36, 201-224. <http://www.jstor.org/stable/25046696>
- Mehmetoglu, M., & Jakobsen, T. G. (2017). *Applied Statistics using Stata: a guide for the social sciences*. SAGE Publications.
- Muller, J. Z. (2013). Capitalism and Inequality: What the Right and the Left Get Wrong. *Foreign Affairs*, 92(2), 30-51. <http://www.jstor.org/stable/23527455>
- Palma, J. G. (2016). Do Nations Just Get the Inequality They Deserve? The "Palma Ratio" Re-examined. In (pp. 35-97). United Kingdom: Palgrave Macmillan UK. [https://doi.org/10.1057/9781137554598\\_2](https://doi.org/10.1057/9781137554598_2)
- Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*. Belknap Press.
- Piketty, T. (2020). *Capital and ideology*. The Belknap Press of Harvard University Press.
- Piketty, T. (2021). *En Kort Historie om Likhhet* (E.-M. Lund, Trans.). Cappelen Damm.
- Stiglitz, J. E. (2016). Do Nations Just Get the Inequality They Deserve? The "Palma Ratio" Re-examined. In. Palgrave Macmillan UK.
- Sturm, J.-E., & De Haan, J. (2015). Income Inequality, Capitalism, and Ethno-Linguistic Fractionalization. *The American Economic Review*, 105(5), 593-597. <http://www.jstor.org/stable/43821951>
- UNU-WIDER. (2022a). World Income Inequality Database (WIID) - WIID Companion user guide.
- UNU-WIDER. (2022b). *World Income Inequality Database (WIID) Companion Dataset Version 30*. <https://doi.org/https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/WIIDcomp-300622>
- Wilkinson, R., & Pickett, K. (2010). *The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone*. Penguin Books.
- World Development Indicators*. (2022).

## 8. Appendix

### 8.1. Regresjon – samspill efindex/egalitær

Regression with Driscoll-Kraay standard errors	Number of obs	=	2127
Method: Fixed-effects regression	Number of groups	=	137
Group variable (i): countryid	F( 28, 18)	=	1115183.96
maximum lag: 1	Prob > F	=	0.0000
within R-squared	=		0.1149

Drisc/Kraay						
gini	Coefficient	std.	err.	t	P>t	[95%
efindex	16.782	4.029	4.170	0.001	8.317	25.248
lgdp	1.234	0.711	1.730	0.100	-0.261	2.728
ltradedgdp	0.300	0.339	0.880	0.388	-0.412	1.013
loilgdp	-0.000	0.153	0.000	1.000	-0.322	0.322
v2x_egal	-11.181	4.043	-2.770	0.013	-19.675	-2.687
urbanratio	-0.058	0.035	-1.660	0.115	-0.130	0.015
lpopulation	0.177	0.399	0.440	0.663	-0.662	1.015
economicfreedo	-0.163	0.349	-0.470	0.647	-0.897	0.572
msummaryindex						
c.efindex#c.econ	-1.771	0.531	-3.330	0.004	-2.887	-0.655
omicfreedomsum						
maryindex						
c.v2x_egal#c.eco	2.097	0.553	3.790	0.001	0.936	3.259
conomicfreedomsum						
mmmaryindex						
year						
1972		0			(empty)	
1973		0			(omitted)	
1974		0			(omitted)	
1975	29.713	8.646	3.440	0.003	11.549	47.877
1976		0			(omitted)	
1977		0			(omitted)	
1978		0			(omitted)	
1979		0			(omitted)	
1980	29.012	8.702	3.330	0.004	10.730	47.294
1981		0			(omitted)	
1982		0			(omitted)	

1983		0		(omitted)		
1984		0		(omitted)		
1985	29.060	8.724	3.330	0.004	10.733	47.388
1986		0		(omitted)		
1987		0		(omitted)		
1988		0		(omitted)		
1989		0		(omitted)		
1990	29.378	8.783	3.340	0.004	10.925	47.832
1991		0		(omitted)		
1992		0		(omitted)		
1993		0		(omitted)		
1994		0		(omitted)		
1995	29.739	8.848	3.360	0.003	11.150	48.328
1996		0		(omitted)		
1997		0		(omitted)		
1998		0		(omitted)		
1999		0		(omitted)		
2000	29.265	8.876	3.300	0.004	10.616	47.914
2001	29.345	8.888	3.300	0.004	10.671	48.019
2002	29.361	8.894	3.300	0.004	10.674	48.047
2003	29.050	8.905	3.260	0.004	10.342	47.759
2004	28.891	8.921	3.240	0.005	10.149	47.634
2005	29.050	8.932	3.250	0.004	10.285	47.815
2006	28.789	8.948	3.220	0.005	9.989	47.589
2007	28.491	8.970	3.180	0.005	9.645	47.337
2008	28.179	8.987	3.140	0.006	9.297	47.061
2009	28.098	8.975	3.130	0.006	9.241	46.955
2010	27.852	8.992	3.100	0.006	8.961	46.744
2011	27.538	9.005	3.060	0.007	8.619	46.456
2012	27.347	9.015	3.030	0.007	8.406	46.288
2013	27.320	9.020	3.030	0.007	8.370	46.269
2014		0		(omitted)		
2015		0		(omitted)		
2016		0		(omitted)		
2017		0		(omitted)		
2018		0		(omitted)		
2019		0		(omitted)		
2020		0		(omitted)		
_cons		0		(omitted)		

---

## 8.2. Liste over land

Country Name			
Afghanistan	Dominica	Libya	Serbia
Albania	Dominican Republic	Liechtenstein	Seychelles
Algeria	Ecuador	Lithuania	Sierra Leone
Andorra	Egypt, Arab Rep.	Luxembourg	Singapore
Angola	El Salvador	Macao SAR, China	Sint Maarten (Dutch part)
Antigua and Barbuda	Equatorial Guinea	Madagascar	Slovak Republic
Argentina	Eritrea	Malawi	Slovenia
Armenia	Estonia	Malaysia	Solomon Islands
Aruba	Eswatini	Maldives	Somalia
Australia	Ethiopia	Mali	South Africa
Austria	Fiji	Malta	South Sudan
Azerbaijan	Finland	Marshall Islands	Spain
Bahamas, The	France	Mauritania	Sri Lanka
Bahrain	Gabon	Mauritius	St. Kitts and Nevis
Bangladesh	Gambia, The	Mexico	St. Lucia
Barbados	Georgia	Micronesia, Fed. Sts.	St. Vincent and the Grenadines
Belarus	Germany	Moldova	Sudan
Belgium	Ghana	Monaco	Suriname
Belize	Greece	Mongolia	Sweden
Benin	Greenland	Montenegro	Switzerland
Bermuda	Grenada	Morocco	Syrian Arab Republic
Bhutan	Guatemala	Mozambique	Tajikistan
Bolivia	Guinea	Myanmar	Tanzania
Bosnia and Herzegovina	Guinea-Bissau	Namibia	Thailand
Botswana	Guyana	Nauru	Timor-Leste
Brazil	Haiti	Nepal	Togo
British Virgin Islands	Honduras	Netherlands	Tonga
Brunei Darussalam	Hong Kong SAR, China	New Zealand	Trinidad and Tobago
Bulgaria	Hungary	Nicaragua	Tunisia
Burkina Faso	Iceland	Niger	Turkey
Burundi	India	Nigeria	Turkmenistan
Cabo Verde	Indonesia	North Macedonia	Turks and Caicos Islands
Cambodia	Iran, Islamic Rep.	Norway	Tuvalu
Cameroon	Iraq	Oman	Uganda
Canada	Ireland	Pakistan	Ukraine
Cayman Islands	Israel	Palau	United Arab Emirates
Central African Republic	Italy	Panama	United Kingdom
Chad	Jamaica	Papua New Guinea	United States
Chile	Japan	Paraguay	Uruguay
China	Jordan	Peru	Uzbekistan
Colombia	Kazakhstan	Philippines	Vanuatu
Comoros	Kenya	Poland	Venezuela, RB
Congo, Dem. Rep.	Kiribati	Portugal	Vietnam
Congo, Rep.	Korea, Dem. People's Rep.	Puerto Rico	West Bank and Gaza
Costa Rica	Korea, Rep.	Qatar	Yemen, Rep.
Cote d'Ivoire	Kosovo	Romania	Zambia
Croatia	Kuwait	Russian Federation	Zimbabwe
Cuba	Kyrgyz Republic	Rwanda	
Curacao	Lao PDR	Samoa	
Cyprus	Latvia	San Marino	
Czech Republic	Lebanon	Sao Tome and Principe	
Denmark	Lesotho	Saudi Arabia	
Djibouti	Liberia	Senegal	

### 8.3. Correlations matrix

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) gini	1.000								
(2) efindex	0.526	1.000							
(3) lgdp	-0.680	-0.397	1.000						
(4) ltradegdp	-0.239	-0.068	0.352	1.000					
(5) loilgdp	-0.058	0.176	0.123	0.026	1.000				
(6) v2x_egal	-0.574	-0.315	0.610	0.214	-0.280	1.000			
(7) urbanratio	-0.499	-0.277	0.835	0.229	0.192	0.482	1.000		
(8) lpopulation	-0.048	-0.009	-0.074	-0.520	0.121	-0.120	-0.047	1.000	
(9) economicfreedo~x	-0.434	-0.289	0.640	0.328	-0.296	0.581	0.510	-0.095	1.000

