



UNIVERSITY OF GOTHENBURG
SCHOOL OF BUSINESS, ECONOMICS AND LAW

Politisk jämställdhet – vägen till minskad korruption?

Ines Masinovic & Lina Book

Vårterminen 2018

Abstract:

The main purpose of this study is to analyze the effect of political gender equality on corruption levels worldwide. The following hypotheses are examined: (1) The effect of political gender equality on corruption levels depend on the country's income level and is stronger in high income countries. (2) Political gender equality and corruption levels have a significant negative relationship even when controlling for liberal democracy. We include the control variable, net ODA received in percent of GNI, in our regression to control for a relationship that is not considered in previous studies. Also, we use an interaction term between political gender equality and GDP per capita. The regressions will be estimated by the fixed effects model. Our results show that increasing political gender equality will decrease corruption levels but only up to a certain GDP per capita level. Also, the effect is consistent even when controlling for the significant effect of liberal democracy.

Keywords: corruption, political equality, income levels, fixed effect

Kandidatuppsats i nationalekonomi /
Bachelor's thesis in Economics (15hp)

Department of Economics,
School of Business, Economics and Law
University of Gothenburg

Supervisor: Annika Lindskog

Innehållsförteckning

1. Introduktion	3
1.1 Inledning.....	3
1.2 Syfte och hypotes	4
1.3 Avgränsningar	5
1.4 Disposition	5
2. Teori.....	7
2.1 Tidigare studier	7
2.1.1 Andelen kvinnor och korruption.....	7
2.1.2 Könsspecifika beteenden	8
2.1.3 Liberal demokrati.....	9
2.2 Teoretisk förklaring:	10
2.2.1 Sociala nätverk.....	10
2.2.2 Fairer system-teorin	12
2.2.3 Motsatt kausalt samband.....	12
3. Metod.....	14
3.1 Panel data.....	14
3.2 Fixed effect model	14
3.3 Variabler	17
3.3.1 Korruption.....	17
3.3.2 Politisk jämställdhet.....	18
3.3.3 Bruttonationalprodukt (BNP) per capita.....	18
3.3.4 Liberal demokrati.....	19
3.3.5 Mottaget bistånd som andel av bruttonationalinkomst (BNI)	20
3.4 Robusthetstest	22
4. Resultat	23
4.1 Tilläggskontroll för variabeln liberal demokrati.....	27
5. Analys	30
6. Diskussion och slutsats	34
7. Referenser	38
8. Appendix.....	41
8.1 Appendix 1 – Dataset.....	41
8.2 Appendix 2 – Utelämnade länder	41
8.3 Appendix 3 – Test för multikollinearitet	41

8.4 Appendix 4 – Wooldridge test för autokorrelation.....	41
8.5 Appendix 5 – Robustness test: resultat från CPI	42
8.5.1 CPI åren 2000–2016 regression 1-4:	42
8.5.2 CPI åren 2012–2016 regression 1-4:.....	45

1. Introduktion

1.1 Inledning

Världsbanken menar att korruption är en av de största utmaningarna när det kommer till att bekämpa fattigdom och öka det gemensamma välståndet. Företag och individer beräknas betala ungefär 1,5 biljoner US dollar i mutor varje år världen över, vilket motsvarar ungefär 2 % av vår globala bruttonationalprodukt, BNP (The World Bank, 2018).

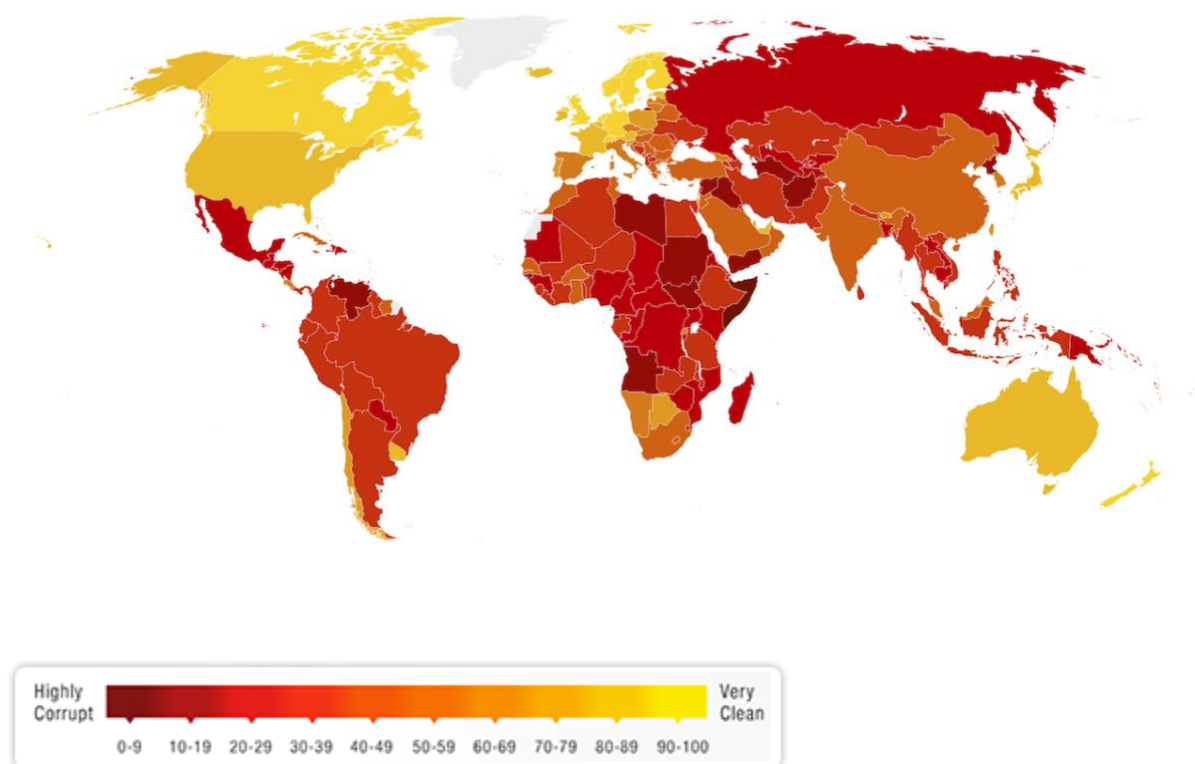
Den moderna synen på korruption är att det är ett beteende som leder till att resurser blir felaktigt fördelade och används till fel syften. United Nations definierar korruption som *“A corrupt practice of offering, giving, receiving or soliciting, directly or indirectly, anything of value to influence improperly the action of another party”* (United Nations Development Programme, 2018) och Transparency International definierar korruption som *“The abuse of entrusted power for private gain”* (Transparency International, 2018).

Korruption kan ha förödande effekter på samhället. Tillgången till rent vatten, utbildning, sjukvård och grundläggande nödvändigheter kan begränsas. Korruption spelar även en nyckelroll i droghandel, smuggling av flyktingar, människohandel, vapenhandel och kränkningar av våra mänskliga rättigheter. Det har även lagt grunden för finansiella kriser och minskar trovärdigheten för landets ledning (Rose-Ackerman & Palifka, 2016).

Det har tidigare gjorts studier på hur man kan minska korruption och några utav dessa har konstaterat att fler kvinnor i ledande positioner, och i arbetskraften, bidrar till en minskad korruptionsnivå. En del studier har visat på att kvinnor är mindre benägna att agera korrupt medans andra har visat att detta samband enbart existerar fram tills att kvinnor får lika mycket makt i de sociala nätverken som män (Gokcekus & Bengyak, 2015; Swamy et al., 2001; Alatas et al., 2009).

Då korruption tyvärr är ett vanligt förekommande problem har vi valt att bidra till de tidigare studierna om hur man kan minska korruption genom att studera hur andelen kvinnor i parlamenten påverkar korruptionsnivån.

Figur 2.1 – Corruption Perceptions Index 2017



Källa: https://www.transparency.org/images/uploads/feature/2017_CPI_web_feature.jpg

1.2 Syfte och hypotes

För att komplettera tidigare studier kring korruption och jämställdhet kommer vi att göra en kvantitativ regressionsanalys med panel data över 185 länder för att studera sambandet mellan antalet kvinnor i parlamenten och korruptionsnivån i ett land. Vår undersökning skiljer sig på så sätt att vi kontrollerar för

den genomsnittliga skillnaden mellan 185 länder med hjälp av fixed effects och använder oss av både vanligt förekommande kontrollvariabler så som BNP per capita men även liberal demokrati och bistånd som ofta utelämnas i undersökningar.

Tidigare studier av Alatas et al. (2009) och Esarey & Chirillio (2013) har visat på att effekten av ökad politisk jämställdhet är högre i höginkomstländer. Man menar att detta beror på att kvinnor i låginkomstländer ofta inte har en lika betydelsefull roll i samhället som män och därför anammar mäns åsikter kring korruption. Sung (2003) ifrågasätter det kausala negativa sambandet mellan andel kvinnor och korruption. Han menar att förklaringen istället ligger i andra institutionella egenskaper. I sin undersökning kontrollerar han nivån av liberal demokrati

inom landet och finner att det inte längre finns ett signifikant samband mellan andelen kvinnor och korruption.

Därför vill vi i denna uppsats undersöka följande hypoteser:

1. Effekten av politisk jämställdhet på korruption varierar beroende på landets inkomstnivå och är starkare i höginkomstländer.
2. Politisk jämställdhet och korruption har ett signifikant negativt samband även vid kontroll för liberal demokrati.

Motivering och teoretiskt grund för dessa hypoteserna förklaras i teoriavsnittet.

1.3 Avgränsningar

Vår undersökning genomförs på alla 195 länder över världen där data för korruption finns. Vår data består av en obalanserad panel där 185 av 195 länder tagit med. De utelämnade länderna finns i bilaga 1. Data över korruptionsnivåer år 2001 saknas även för samtliga länder. Vi har valt länder efter Förenta Nationernas (FN) definition över självständiga stater (FN-förbundet, 2018). De länder som inte har tagits med saknas i antingen World Governance Indicator's Corruption Control måttet eller Transparency Internationals Corruption Index. Om landet har utelämnats saknar det korruptionsmått för samtliga år 2000–2016 för minst ett av måtten. Det är enbart hög- och medelinkomstländer som har utelämnats ur regressionen. Vi tror inte att dessa länder hade haft någon större inverkan på våra resultat då det enbart handlar om 10 länder av 195 självständiga stater i världen.

Tidsperioden 2000–2016 valdes eftersom det enbart finns data över politisk jämställdhet från och med år 2000. Antalet observationer för denna period är tillräckliga för att genomföra en tids- och tvärsnittsstudie. Regressioner har även gjorts för perioden 2012–2016 med CPI's mått för kontroll av robusthet (se avsnitt 3.4)

1.4 Disposition

Inledande avsnitt ett (introduktion) följs av avsnitt två där vi presenterar det teoretiska ramverk vi baserat vår uppsats på samt dragit hypoteser ifrån. Detta avsnitt består av tidigare forskning kring kvinnor och korruption samt vilken roll sociala nätverk har. I avsnitt tre beskriver vi hur vi metodiskt har gått tillväga med fixed effects modellen i STATA samt hur vi har samlat in

data för våra variabler. Vi kommenterar ingående hur variablerna har sammanställts från sina upphovskällor samt försöker kontrollera studiens trovärdighet genom ett robusthetstest. Avsnitt fyra redogör för de resultat vi fått fram i våra regressioner och följaktligen diskuterar vi dessa i avsnitt fem, där vi även drar en slutsats.

2. Teori

Över hela världen är kvinnor underrepresenterade i nationalförsamlingar (Gokcekus & Bengyak, 2015). När denna uppsats skrivs är Rwanda och Bolivia de enda länderna där kvinnor har majoritet i respektive nationalförsamling. Anledningen till detta sägs ofta vara att kvinnor är dåligt utbildade och/eller har andra typer av arbeten (Globalis, 2018). Ett argument för att öka kvinnors deltagande i nationalförsamlingar är att det främjar ekonomisk tillväxt och reducerar våld. Undersökningar har även visat att det existerar en koppling mellan köns jämställdhet och flertalet problem i utvecklingsländer. Enligt Gokcekus & Bengyak (2015) medför ökat kvinnligt inflytande förbättringar i utbildning, tillväxt och samhällsutveckling.

2.1 Tidigare studier

2.1.1 Andelen kvinnor och korruption

Swamy et al. (2001) undersökte sambandet mellan landets uppfattade korruptionsnivå och andel kvinnor på arbetsmarknaden och i parlamentet. I rapporten presenterar man att länder med lägre korruptionsnivå har högre andel kvinnor på arbetsmarknaden och i parlamentet (Gokcekus & Bengyak, 2015). Slutsatsen blev att ökat kvinnligt deltagande i den offentliga sektorn skulle minska korruptionsnivån, åtminstone på kort sikt (Swamy et al., 2001).

Gokcekus & Mukherjee (2004) bidrar med en liknande studie och undersöker om lägre korruptionsnivåer förekommer i den offentliga sektorns organisationer där man anställer fler kvinnor. Undersökningar genomfördes i sex länder (Argentina, Bolivia, Bulgarien, Guyana, Indonesien och Moldavien) under 2000 och 2001. 4000 chefer blev tillfrågade från 90 offentliga organisationer om huruvida de uppfattade att korruption var ett viktigt problem. För att problemet med upplevd korruptionsnivå kontra faktiskt korruptionsnivå inte skulle uppstå så jämförde man svaren med Transparency Internationals Corruption Perception Index och fann inga större skillnader mellan dessa. Man kontrollerade även för skillnader mellan köns rapporteringsbenägenhet genom att jämföra män och kvinnors svar inom samma land och fann inga skillnader (Gokcekus & Mukherjee, 2004). Ett signifikant samband hittades mellan korruption och kön. Korruptionsnivån sjunker initialt när andelen kvinnor ökar i den offentliga sektorn men enbart om kvinnor fortfarande är i minoritet. Exempelvis hade Bolivia och Indonesien högst korruption och lägst andel kvinnor. Guyana var det land med lägst korruption och 60% kvinnor inom den offentliga sektorn. Det land som var utmärkande var Bulgarien som hade högst andel kvinnor i den offentliga sektorn (68%) men rapporterade högre korruption än

Guyana. Enligt Gokcekus och Mukherjee (2004) ökar korruptionen återigen när kvinnor blir majoritet inom organisationen. Med andra ord, att ha för få eller för många kvinnor är associerat med en hög grad av korruption. Det är snarare en balans av både män och kvinnor som man vill åstadkomma för att minska korruption. Slutsatsen blev att länder med en låg proportion av kvinnor i arbetskraften antagligen har en fördel av att öka andelen kvinnor inom offentlig sektor. Däremot, i de länder som redan har en ganska hög andel kvinnor inom den offentliga arbetskraften kommer antagligen inte att gynnas av att öka andelen kvinnor ytterligare – det kan istället förvärra korruptionsnivåerna.

Studien av Dollar, Fisman & Gatti (2001) visar enhetliga resultat på en signifikant minskning av korruptionsnivån till följd av att fler kvinnor tar plats i parlamenten. De nämner däremot att resultatet kan kritiseras då användandet av gränsöverskridande data skulle kunna medföra att någon oobserverad variabel orsakar sambandet. Dollar, Fisman & Gatti (2001) försöker kontrollera för institutionella egenskaper som skulle kunna vara en del av förklaringen men drar ändå slutsatsen att kvinnor är mindre korruptionsbenägna.

2.1.2 Könsspecifika beteenden

Gokcekus & Mukherjees (2004) studie kontrollerade även för Bulgariens sociala normer och rådande kultur för att se om detta påverkade resultaten men man fann inget samband. Man undersökte även förhållandet mellan benägenheten att rapportera korruption och andelen kvinnor i den offentliga sektorn. Om andelen anställda kvinnor var lägre än en tredjedel så var sannolikheten för rapportering låg. När andelen kvinnor översteg 40% sjönk rapporteringsbenägenheten också. För få, alternativt för många, kvinnor inom den offentliga sektorn korrelerade med allvarligare grad av korruption och lägre rapporteringsbenägenhet (Gokcekus & Mukherjee, 2004).

Studien av Swamy et al. (2001) försökte även förklara sambandet mellan kvinnor och korruption genom att skapa ett frågeformulär kring hypotetiska scenarion som utgick från ”the prisoner’s dilemma”. Deltagarna kunde därmed agera oärligt eller opportunistiskt i de tänkta scenarierna. Studien visade att 77,3% kvinnor, respektive 72,4% män, svarade att det aldrig var acceptabelt att ta emot en muta i arbetet. För att kontrollera för skillnader mellan länderna kontrollerade man även resultatet för varje enskilt land och fann att könsskillnader i förmån för kvinnor existerade i 36 av 43 länder år 1991, varav 24 av dessa var signifikanta. I sju länder hade män en positiv inverkan, men endast två av dessa var signifikanta.

Man undersökte även företagsledare och företagsägare i Georgien och deras benägenhet att erbjuda mutor. Resultatet visade att män mer än dubbelt så ofta erbjöd mutor (Swamy et al., 2001). Något som ofta kritiserats med den senaste studien är att man mäter självrapporterad korruption istället för faktiskt korruption. Skillnaderna mellan könen skulle därför kunna förklaras av att män är mer benägna att faktiskt rapportera mutorna. Gokcekus & Bengyak (2015) argumenterar för att man ändå kan anta att resultatet påvisar att kvinnor är mindre korrupta än män.

2.1.3. Liberal demokrati

Sung (2003) ifrågasätter det kausala negativa sambandet mellan politisk jämställdhet och korruption där han menar att korruption istället kan förklaras av andra institutionella egenskaper. I sin studie kontrollerar han för nivån av liberal demokrati inom landet och finner att det inte längre finns ett signifikant samband mellan andelen kvinnor och korruption. Till skillnad från vår studie görs studien enbart med data för ett år, 1999. Variablerna för kontroll av politisk jämställdhet delas upp i tre olika variabler: *women in cabinet*, *women in government* och *women in parliament*. Istället för ett aggregerat mått på liberal demokrati använder han tre mer specifika mått: mått över rättsstatsprincipens nivå, pressfrihetens nivå samt valdemokratins nivå. Sung visar att liberaldemokratiska institutioner och kvinnligt deltagande i parlamenten minskar korruption men att andelen kvinnor och korruption saknar kausalitet. Han diskuterar även att bruttonationalinkomsten per capita är den variabel som har starkast minskning på korruptionsnivån.

Rättsstatsprincipen och pressfriheten var av särskilt stor vikt i Sung's analys. Variabeln valdemokrati visade sig öka korruptionsnivåer vilket studien konstanterade inte var oväntat. Fria och öppna val främjar konkurrens samt ökar transparens och ansvarsskyldighet men valkampanjer är ofta ett tillfälle där oärliga transaktioner och köp av röster kan förekomma. Studien använder även andra kontrollvariabler så som andelen människor under fattigdomsgränsen och andelen människor över 15 år som är läs-och skrivkunniga.

2.2 Teoretisk förklaring:

Dollar, Fisman & Gatti (2003) förklarar att anledningen till att ett ökat kvinnligt deltagande i parlamenten minskar korruptionsnivån är att kvinnor är mer tillförlitliga och tar beslut som gynnar samhället i större utsträckning än män. Teorin grundar sig i ett flertal studier som visat att kvinnor bland annat är mer benägna att rösta utifrån sociala problem, är mer ekonomiskt generösa, visar större integritet och har högre etiska ståndpunkter (Dollar, Fisman & Gatti, 2001).

2.2.1 Sociala nätverk

Gokcekus & Mukherjees studie från 2004 ledde till ytterligare funderingar kring hur gruppdynamik påverkar individen. Att öka andelen kvinnor i en organisation skulle sänka korruptionsnivån under en kort period kan bero på den gruppdynamik som råder inom organisationen. Om det råder ett positivt inställt klimat gentemot korruption så kommer detta påverka både män och kvinnor. Regler och riktlinjer gäller alla på arbetsplatsen och kommer därmed att påverka varje individ. Den grupp du tillhör och interaktionen mellan er kommer istället att spela roll för din attityd mot korruption. Att man forskar om individuella beteenden istället för grupp beteenden när det kommer till korruption anses därför vara problematiskt. Varje individ agerar annorlunda beroende på den grupp de tillhör, vilket också betyder att de blir olika påverkade av åtgärder mot korruption. Därför kan kvinnor till en början påverka organisationen på ett sätt som minskar korruptionen då de är mindre benägna att begå korruptionsbrott. Som nyanställd är det svårare att bli påverkad av rådande organisationskultur. Detta förklarar den kortvariga effekt på korruption när att antalet kvinnor ökar i en organisation. Offentliga organisationers gruppdynamik kännetecknas av "the old boy's network" som kan lösas upp av nyanställda kvinnor till en början (Gokcekus & Mukherjee, 2004).

Ytterligare en möjlig förklaring till de svar kvinnor rapporterat i studier kring korruption är enligt Alatas et al. (2009) individens sociala roll i samhället. Med argumentationen att individens sociala nätverk spelar roll i huruvida, och till vilken grad, de kommer att utsättas för korruption drar man slutsatsen att anledningen till att kvinnor är mindre korrupta egentligen grundar sig i att de inte i lika stor grad deltar i sociala nätverk som inkluderar korrupta beteenden. I länder där kvinnor är mindre involverade i de sociala nätverken är de också mindre förstående gentemot korruption. Goetz (2007) utvecklar denna teori genom att förklara att kvinnors negativa attityder mot korruption beror på att de är uteslutna ur de dominanta patriarkala nätverk som vidmakthåller korruption. Hon menar att det är möjligt att korruption

har med könsskillnader att göra och i så fall enbart existerar genom patriarkala nätverk som kvinnor inte har tillgång till. Detta skulle innebära att förhållandet mellan låg korruption och hög andel kvinnor i offentlig sektor inte existerar efter att kvinnor etablerar sina egna nätverk, när arbetsplatser blir mer feminint anpassade och när kvinnor får högre positioner som tillåter dem att upprätta, till dem själva fördelaktiga, nätverk av illegala transaktioner.

Ett annat perspektiv tas upp av Alatas et al. (2009) och Chaudhuri (2012) som menar att man i patriarkala samhällen kan förvänta sig att kvinnor anammar mäns ståndpunkter. Detta innebär att i de samhällen där kvinnor har en mindre betydelsefull roll delar samma åsikter kring korruption som de delaktiga männen i patriarkatet. Undersökningar gjorda i Australien, Indien, Indonesien och Singapore har visat att detta stämmer. I utvecklingsländer har kvinnor ofta en lägre status än män och deras åsikter blir därför mer influerade av männens. På så sätt kan man förklara varför attityder gentemot korruption inte verkar påverkas av könsskillnader i dessa länder och varför det är svårare att bevisa sambandet mellan högre andelen kvinnor och lägre korruption. I länder där kvinnor fritt kan uttrycka sina åsikter utan hinder, oftast i mer utvecklade länder, ser man inte samma mönster. Istället är det tydligt att dessa kvinnor har en hårdare attityd mot korruption. Utvecklingsländer verkar därmed ha en mer endemisk (lokalt begränsad) problematik som orsakar korruption (Alatas et al., 2009). Detta stödjer de undersökningar som påvisat att relationen mellan kön och korruption har ett starkare samband i industriländer än i utvecklingsländer (Esarey & Chirillio, 2013).

Oavsett huruvida kvinnors attityder gentemot korruption skiljer sig från männens kan vi konstatera att patriarkala nätverk upprätthåller traditionella maktförhållanden. Beck (2003) ser det ojämlika maktförhållandet som orsak till att kvinnor är mer underlägsna i exempelvis politiken och arbetet. Om de formella politiska institutionerna har svag kraft, är det fritt fram för starka informella institutioner att uppstå. I dessa spelar kön en viktig roll. Exempelvis uppstår korruption vid politiska val oftast i de informella institutioner och de som utsätts för mutor blir då de som har tillgång till institutionerna. Sällan är detta kvinnor. Män är de som har kontakt med lokala och nationella eliter, har resurser att finansiera korrupta beteenden och som har inflytande i samhället (Bjarnegård, 2013). Kvinnor saknar oftast resurser för att köpa sig in i dessa nätverk samt är exkluderade av kulturella och normativa skäl (Stockemer, 2011).

2.2.2. Fairer system-teorin

Sung (2003) studie kom fram till att nivån av liberal demokrati är det som istället förklarar det negativa sambandet mellan politisk jämställdhet och korruption. Sung (2003) argumenterar för att slutsatser från andra studier är baserade på ett makroperspektiv medan undersökningarna gjorts på mikrodata. Han menar att individuella beteenden inte kan förklara grupp beteenden.

Liberal demokrati beskrivs av Zakaria (1997) som *”ett politiskt system som inte bara kännetecknas av fria och rättvisa val utan också av rättsstatsprincipen, separation av beslutande organ och skydd av grundläggande rättigheter såsom tal, grupptillhörighet, religion och egendom.”* Liberal demokrati förbättrar därmed kvinnors status i samhällen men förhindrar även korruption (Sung, 2003). När man beaktar graden av liberal demokrati som en variabel visar resultatet att även om kvinnligt deltagande i parlamenten under vissa omständigheter är korrelerade med en lägre nivå av korruption så förlorar detta samband signifikans när man kontrollerar för effekterna av liberal demokrati. Sung kallar detta för *”the fairer system”* teorin. Teorin menar att en ökad andel av kvinnliga representanter i parlamenten och en minskning i korruptionsnivåer beror båda två på en högre politisk liberalisering. Därför är liberal demokrati förklaringen till sambandet mellan politisk jämställdhet och korruption.

2.2.3 Motsatt kausalt samband

Cheng och Tavits (2011) fortsätter diskussionen kring formella och informella regler som orsak till att kvinnor inte har vissa positioner i arbetslivet. Så kallade *”gatekeepers”* är deras förklaring till vad som hindrar kvinnor till befordringar och varför det finns så få kvinnliga representanter i politiska partier. Människor som anställer andra människor som är lika dem själva är ett exempel på gatekeepers. Då det saknas kvinnliga gatekeepers blir resultatet att män anställer andra likasinnade män – och kvinnor utesluts. Johnson et al. (2013) kallar detta för *”shadowy arrangements”*. Ett fenomen som ger fördelar till de redan privilegierade och menar att korruption i sig är ett hinder för kvinnor att befordras. Shadowy arrangements påverkar rekryteringen av kvinnor på två sätt: de är ett direkt hinder för kvinnor när manligt dominant nätverk influerar politiska partiers kandidatval och de är ett indirekt hinder när de påverkar medborgares engagemang i politiken negativt. Korruption påverkar varje individ negativt men Johnson et al. (2013) argumenterar för att effekten är mer negativ för kvinnor då de oftast har mindre makt i samhället.

De tidigare studierna som nämnts av Dollar, Fisman & Gatti (2001) samt Swamy et al., (2001) kritiseras för att inte kunna förklara den faktiska kausaliteten mellan kvinnor och korruption. Även här menar man att korruptionsnivån kan vara lägre för att det finns fler kvinnor i parlamenten men det kan också vara så att det är mer jämställt mellan könen för att det fanns lägre korruption till att börja med. Kvinnor skulle kunna vara mindre korrupta än män men samtidigt kan ett bra politiskt styrt land ge utrymme för en mer jämlik könsfördelning. En tredje förklaring är att det är institutioner som spelar en avgörande roll för korruptionsnivån och inte andelen kvinnor och män i parlamenten – vilket däremot inte säger att en ökning i andel kvinnor skulle försämra landets styre (Gokcekus & Bengyak, 2015).

3. Metod

3.1 Panel data

För att studera sambandet mellan antalet kvinnor i parlamenten och landets korruptionsnivå kommer vi att använda oss utav panel data. Panel data är en kombination av tvärsnitts-och tidsseriedata. Fördelen med panel data är att det ger större möjlighet att hantera problemet med heterogeniteten som ofta uppstår när man observerar t.ex. individer, företag, stater och länder över tid. Panel data ökar även antalet observationer märkbart samt minskar multikollinearitet mellan variablerna (Gujarati, 2003).

Eftersom paneldata består både av tvärsnittsdata och tidsseriedata väljer vi att kontrollera för heteroskedacitet, autokorrelation och multikorrelation mellan variablerna.

Vår data kommer att vara obalanserad då det saknas data för vissa variabler under ett eller flera år.

3.2 Fixed effect model

Fixed effects (FE) inkluderas för varje land och år i vårt dataset för att kontrollera för oobserverad heterogenitet. En fördel med FE modellen är att de oobserverade variablerna och feltermen U tillåts vara korrelerade förutsatt att variablerna fångas upp av fixed effects. De oobserverade variablerna måste därför vara konstanta över tid eller land eller både och. Således tillåts de inte korrelera med feltermen som varierar över både tid och land (se nedan angående teknisk derivering) då detta kan medföra bias i estimeringen. Fixed effects för varje land och år används för kontroll av de utelämnade variablerna (Wooldridge, 2014). Fixed effects tillåter varje land att få ett eget intercept men samma lutning vid estimering. Estimeringen visar då hur variablerna förändras över tid i genomsnitt för alla länder med hjälp av variationen inom länderna. FE modellen gör det möjligt att observera den genomsnittliga effekten genom att inte räkna med variabler som är konstanta över tid (Torres-Reyna, 2007). En alternativ metod som skulle kunna användas är random effect. Den tillåter variablerna ha olika intercept vilket kan medföra korrelation mellan feltermen och de estimerade variablerna. (Kennedy, 2003) För att undvika felaktig estimering använder vi därför fixed effects.

Baserat på årlig data för perioden 2000–2016 kommer vi att estimerar andelen kvinnor i parlamentens effekt på korruption genom FE modellen.

Den tekniska metodologin som oftast förekommer vid derivering av FE modellen är även den som STATA använder. Deriveringen ser ut på följande vis (Kennedy, 2003):

Antag att observationen för land i , period t skrivs:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \pi_i + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

För att förenkla deriveringen, anta:

$$\pi_i + \gamma_t + \epsilon_{it} = \bar{u}_{it}$$

Om vi tar medelvärdet av observationen från land i under period t får vi:

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \beta_1 \bar{x}_i + \bar{u}_i$$

Om vi subtraherar ekvation 1 från ekvation 2 får vi:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

Vi har därmed inget intercept kvar och har producerat fixed effects estimat. STATA estimerar variansen av error termen genom att dividera *sum of squared errors*, summan av errorfelens kvadrat, med frihetsgraden $NT-K-N$. (K: antal tidsvarierande variabler i modellen, N: antal observationer och T: antal år) (Wooldridge, 2012).

Under strikt exogenitet estimerar fixed effects korrekt estimat utan bias. Det innebär att error termen U inte ska ha någon korrelation med förklaringsvariablerna genom varje enskild tidsperiod. FE modellen tillåter korrelation mellan förklaringsvariablerna och interceptet a i alla tidsperioder. Därför kommer alla förklaringsvariabler som är konstanta över tid att försvinna i FE estimeringen (Wooldrige, 2012).

För att få korrekta estimat kontrollerar vi för multikollinearitet genom ett *Variance Inflation Test* (VIF). Värden över 1.0 indikerar att det finns korrelation mellan variablerna. Ett VIF värde mellan 5-10 indikerar hög korrelation som kan vara problematisk. Om VIF överstiger värdet 10 kan man anta att koefficienterna är dåligt estimerade på grund av multikollinearitet. Våra variabler visar ingen hög multikollinearitet (Westerlund, 2005). Vi kontrollerar för autokorrelation genom att genomföra ett Wooldrige test som visar att det finns autokorrelation.

För att korrigera detta använder vi oss av robusta standardavvikelser. Dessa kontrollerar även för heterogenitet. Homoskedasticitet för errortermen u är även ett krav för att estimatorn ska vara korrekt (Wooldrige, 2012). Se appendix 3 och 4 för utförliga testresultat.

Den första regression vi kommer att estimerar med FE modellen är:

$$(1) \text{korruption} = a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \pi_i + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

Den andra regressionen kommer att kontrollera för inkomstnivåer samt tidseffekter.

$$(2) \text{korruption} = a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \beta_2 \ln(\text{BNP/cap})_{it} + \beta_3 \text{År}_t + \pi_i + \epsilon_{it}$$

Interaktionstermen $\text{politiskjämställdhet} * \ln(\text{bnp/cap})$ inkluderas i regression (3) för att tillåta effekten på korruption, när politisk jämställdhet förändras, vara beroende av inkomstnivån samt effekten på korruption, när inkomstnivån förändras, vara beroende av den politiska jämställdhetsnivån. Tidigare studier har visat att det finns ett starkare samband mellan korruption och politisk jämställdhet i höginkomstländer till skillnad från låginkomstländer. Därför tror vi att effekten av politisk jämställdhet på korruption varierar beroende på landets inkomstnivå och kontrollerar för detta genom en interaktionsvariabel (Stockemer et al, 2011).

$$(3) \text{korruption}$$

$$= a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \beta_2 \ln(\text{BNP/cap})_{it} + \beta_3 (\text{politiskjämställdhet} * \ln(\text{BNP/cap}))_{it} + \beta_4 \text{År}_t + \pi_i + \epsilon_{it}$$

Vår slutgiltiga och fullständiga modell inkluderar kontrollvariablerna mottaget bistånd samt nivå av liberal demokrati.

$$(4) \text{korruption}$$

$$= a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \beta_2 \ln(\text{BNP/cap})_{it} + \beta_3 (\text{politiskjämställdhet} * \ln(\text{BNP/cap}))_{it} + \beta_4 \text{liberaldemokrati}_{it} + \beta_5 \text{bistånd}_{it} + \beta_6 \text{År}_t + \pi_i + \epsilon_{it}$$

3.3 Variabler

3.3.1 Korruption

Det mått på korruption vi väljer att använda oss utav kommer från The World Governance Indicators (WGI). Måttet är sammanställt av Världsbanken och innefattar uppfattningar om i vilken utsträckning offentlig makt utövas för privat vinning (Kaufmann et al., 2009). Man rapporterar WGI mått för approximativt 200 länder varje år mellan åren 2000–2016 (Kaufmann et al., 2010). Måttet har aggregerats för att passa in i skalan -2,5 till 2,5, där ett högt värde indikerar lägre korruption. Vi använder oss utav 185 länder som även finns i *The Corruption Perception Index* och som diskuteras närmare i avsnitt 3.4 Robusthetstest. Måttet “*kontroll av korruption*” är baserat på flera hundra variabler som erhållits från 35 separata datakällor konstruerade av 33 olika organisationer världen över. Världsbanken rapporterar även standardfel för varje observation, vilket inte är unikt för just detta mått. Det har visat sig vara svårt att mäta korruption på ett rättvisande sätt och är ett återkommande problem vid mätning av styrningsindikatorer och andra institutionella kvalitetsmått. Standardfelen har minskat över åren i och med flera nya datakällor tillkommit, men det är något man måste ha i åtanke vid estimering. Trots dessa felmarginaler argumenterar WGI för att deras mått visar statistiskt signifikanta estimerade skillnader mellan länder. Jämförelser av styrningsnivåer mellan länder år 2008 resulterar i statistiskt signifikanta skillnader med ett konfidensintervall på 90 procent. Nästintill 74 procent av dessa jämförelser är signifikanta inom det 75 procentiga konfidensintervallet (Kaufmann et al., 2009).

Korruptionsmåttet baseras på subjektiva eller uppfattningsbaserade data som återspeglar åsikter hos kunniga intressenter, inklusive tiotusentals hushålls- och företags respondenter samt experter inom både privat och offentlig sektor. Man argumenterar för att uppfattningar över korruption hos dessa intressenter är viktigt att mäta då man baserar sina handlingar på uppfattningar. Om medborgare tror att domstolar är ineffektiva eller att polisen är korrupt är det osannolikt att de kommer nyttja dessa tjänster. På samma sätt baserar företag sina investeringsbeslut på deras uppfattade syn på investeringsklimatet och regeringens prestation. För det andra är det svårt att hitta annan data över exempelvis korruption då dessa transaktioner inte lämnar några spår efter sig. Världsbanken argumenterar också för att objektiva data över exempelvis korruption inte nödvändigtvis behöver stämma överens med faktiskt korruption (Kaufmann et al., 2009).

De datakällor som använts för indikatorn *kontroll av korruption* har aggregerats genom att använda the *unobserved components model*. I korta drag innebär det att alla individuella källor omvandlas till samma skala för att kunna jämföras. Därefter konstruerar man vägda genomsnitt till vart och ett av dessa källor för att sätta ihop de till en samlad indikator. *The unobserved components model* går efter principen att källor som är mer korrelerade med varandra ge mer tillförlitlig information om korruption och tilldelas därför större vikt i indikatorn. Likväl är de flesta underliggande källor i genomsnitt korrelerade med varandra och estimatorn påverkas därmed inte väsentligt utav de olika viktade källorna (Kaufmann et al., 2009).

3.3.2 Politisk jämställdhet

Vår oberoende variabel är knuten till Förenta Nationernas (FN) globala hållbarhetsmål nummer fem. Dessa kallas Sustainable Development Goals (SDG) och finns summerade hos United Nations (UN). Vi använder oss utav data över delmål 5.5 (mer specifikt 5.5.1) som ska *“tillförsäkra kvinnor fullt och faktiskt deltagande och lika möjligheter till ledarskap på alla beslutsnivåer i det politiska, ekonomiska och offentliga livet”* (Globalis, 2018).

Indikatorn innefattar andelen vinnor som har en plats i nationella parlamentet. Det innebär att antalet kvinnor räknas i första (enda) kammaren i enkammarsystem, samt andra kammaren i ett tvåkammarsystem. Första kammaren i ett tvåkammarsystem räknas alltså inte med i statistiken (Förenta Nationerna, 2018).

3.3.3 Bruttonationalprodukt (BNP) per capita

Flertalet studier visar att länder med högre ekonomisk utveckling korrelerar med en lägre nivå av korruption (Sung, 2003). Vi har därför valt att ta med BNP per capita som en variabel i vår regression för att räkna med denna effekt. Vi väljer att logaritmera variabeln för att den är snedvriden.

Korruption har visat sig vara högre i fattiga länder. Detta beror på att regeringen har betydligt färre resurser, både som arbetskraft och tekniska resurser, för att bekämpa korruption. Ett exempel är att i Sverige deklarerar all skatt via internet medan många utvecklingsländer fortfarande arbetar med papper, detta gör det svårare att kontrollera eventuellt fusk. Ett annat problem är att ekonomiska åtgärder, så som böter, får en begränsad effekt när människor är fattiga. Även inkomstnivåer spelar en stor roll då korruption är mycket mer allvarlig i

lågavlönade länder för att människor inte har något att förlora. Lägre löner ökar även incitamentet att ta emot mutor (Vecci, 2017).

BNP per capita är baserad på köpkraftsparitet (PPP) och är sammanställd av Världsbanken. PPP justerad BNP är bruttonationalprodukten konverterad till internationella dollar med köpkraftsparitetsräntor. En internationell dollar har samma köpkraft över BNP som den amerikanska dollarn i USA. Justeringen för denna internationella dollarn är beräknad enligt 2011 International Comparisons program (ICP) (The World Bank, 2018).

3.3.4 Liberal demokrati

Som tidigare nämnt använder vi liberal demokrati som en kontrollvariabel för att bevisa att effekten av politisk jämställdhet på korruption är bestående. Vi vill utesluta att korruptionsnivån enbart förklaras av nivån av liberal demokrati och att politisk jämställdhet fortfarande är signifikant när liberal demokrati inkluderas i regressionen.

Liberal demokrati belyser det inneboende värdet av att skydda individers och minoritetsgruppers rättigheter mot ”majoritetens tyranni” och förtryck från staten. Att majoriteten inte ska ha makten över minoriteten och allas lika värde är vad liberal demokrati står för. Normalt är det grundlagar som garanterar individens friheter och rättigheter och reglerar den makt som majoriteten har över minoriteten. Indexet förutsätter även att landet faktiskt är en demokrati, inte autokrati, vilket kan utläsas i detaljbeskrivningen nedan. (Coppedge, et al., 2017).

Detta index innehåller två komponenter:

- 1) Index för valdemokrati (polyarki), som i sin tur består av sex subkomponenter:
 - a) Förtroendevalda verkställande ämbetsmän: Består av 12 indikatorer.
 - b) Rättvisa val: Består av åtta indikatorer.
 - c) Yttrandefrihet: Består av nio indikatorer.
 - d) Föreningsfrihet: Består av sju indikatorer

- 2) Index för liberalism, som i sin tur består av tre subkomponenter:
 - a) Jämlikhet inför lagen och individens enskilda frihet: Denna består i sin tur av 14 indikatorer.
 - b) Rättsliga begränsningar för verkställande myndigheter: Denna består i sin tur av fem indikatorer.
 - c) Lagstiftnings begränsningar för verkställande myndigheter: Denna består i sin tur av fyra indikatorer.

Därmed konstrueras indexet för liberal demokrati på följande sätt:

$$\text{Index liberal demokrati} = 0.25 * P^{1.6} + 0.25 * L + 0.5 * P^{1.6} * L$$

L=Indexet för subkomponenten liberalism

P=Polyarchy, indexet för subkomponenten valdemokrati

Varje mått är skalat för att passa in i intervallet 0-1 där 1 innebär en högre nivå av liberal demokrati. Metodologin återspeglar hur de olika komponenterna och indikatorerna är relaterade till, och bidrar till, det högsta indexet. Interaktionstermen väger högst (0,5) och gör att ett högt värde på en komponent dras ner av ett lågt värde i en annan komponent. Man vill med detta sätt fånga korrelation mellan indikatorerna. Å andra sidan tycker man att de enskilda indikatorerna ändå ska spela roll i aggregationen och därför ger man de en viss vikt. Därmed tillåter man länder med låg nivå av polyarki "kompenseras" med höga nivåer av andra subkomponenter samtidigt som man straffar länder som har låg nivå i någon subkomponent (Coppedge, et al., 2017).

3.3.5 Mottaget bistånd som andel av bruttonationalinkomst (BNI)

Det finns studier som visar att bistånd har en minskande effekt på korruption men det finns också kritik mot denna form av försök att hjälpa utvecklingsländer. Somliga tycker att detta är en sorts kolonialisering och att bistånd är ineffektivt om det inte finns välfungerande institutioner inom landet. Istället kan bistånd förvärra korruption om det hamnar i fel händer eller går till fel ändamål (Collier, 2007). Därför vill vi kontrollera för sambandet mellan mottaget bistånd som andel av BNI och korruption. Dessutom är bistånd något som tidigare studier inte har kontrollerat för.

Över de senaste trettio åren har bistånd ökat den årliga tillväxten med 1% bland de 1 miljard fattigaste människorna i världen. Statistiska bevis visar dessutom att bistånd är föremål för

avtagande avkastning och att när ett land tar emot bistånd över 16% av deras BNP slutar bistånden vara effektiva (Collier, 2007). Det är inte heller ovanligt att de investeringar och bistånd som ska gå till att utveckla länder istället hamnar hos korrupta ledare. Detta stödjer fenomenet där många ledare i världens mest fattiga länder är orimligt rika (Chaudhuri, 2012).

Data över mottaget bistånd kommer från Världsbanken och mäts som andelen av bruttonationalinkomsten i netto US dollar. Mottagarländerna är specificerade på The Development Assistance Committee (DAC) lista för Net Official Development Assistance (ODA) recipients. Bidrag eller lån som ges till länder på DAC:s mottagarlista måste uppfylla tre kriterier för att de ska räknas som utvecklingsbistånd. De tillhandahålls av officiella myndigheter (inklusive stat och kommuner), primärt främjar de ekonomisk utveckling och välfärd och de tillhandahålls på specifika villkor. Dessa villkor innebär att lån som ges till mottagarländer måste bestå av en bidragsdel som uppgår till minst 25% av det totala beloppet. Flödena av både offentliga och privata finansiella resurser från DAC:s medlemsländer till utvecklingsländer sammanställs av DAC. De bygger huvudsakligen på rapporteringen från DAC medlemmar med hjälp av vanliga frågeformulär utfärdat av DAC:s sekretariat (The World Bank, 2018).

ODA-måttet innefattar även utgifter för fredsbevarande operationer av Förenta Nationerna (FN) samt bistånd som går till flyktingar. I måttet räknas också de bidrag till multilaterala institutioner (t.ex. FN) och utvecklingsbanker. Flödena är överföringar av resurser, både i pengar eller i form av varor och tjänster som är mätta kontant. Kortsiktiga kapitaltransaktioner med lägre än ett års löptid räknas däremot inte in.

Amorteringar på lånen redovisas som negativa flöden. Intäkter från offentliga investeringar i utvecklingsländer redovisas som mottaget bistånd medan intäkterna från deras försäljning redovisas som negativa flöden (The World Bank, 2018).

Måttet utesluter bistånd som går till militära och anti-terroristiska ändamål. Även överföringar till privatpersoner t.ex. pensioner, ersättningar och försäkringsutbetalningar räknas inte in (The World Bank, 2018).

3.4 Robusthetstest

Robusthet betyder *stabilitet av ett resultat under olika och oberoende former av beslut såsom observationsmetod, experiment eller matematisk derivation*. Olika och oberoende tillvägagångssätt ska alltså leda fram till samma resultat och om de gör detta så finns det en väldigt liten sannolikhet för att resultatet är felaktigt (Kuorikoski et al., 2007). Vad vi framförallt vill testa är om vårt mått på korruption håller i ett robusthetstest genom att använda oss utav ett alternativt korruptionsmått.

Transparency International's Corruption Perception Index (CPI) mäter uppfattad korruption på en skala mellan 0–100, där en högre siffra innebär lägre korruption (Globalis, 2018; Transparency International, 2018). Måttet har samlats in mellan 1995–2016 där man bytte skala år 2012 från 0-10 till 0-100. Fram till år 2012 bygger korruptionsmåttet på en metodologi som man sedan ändrat för åren 2012 och framåt. Metodologin före år 2012 innebär i korta drag att CPI var baserad på uppfattningar om korruption inom varje land, relativt till andra länder. Detta för att indexet fångade varje lands rank inom varje datakälla. Ett lands indexnivå blev därför starkt beroende av förändringen i indexnivån för andra länder som låg nära landets egna nivå. I det nya måttet med intervallet 0–100 är intervallet endast konstruerat för att markera en tydlig skillnad i den nya metodologin. Att vi dividerat datan för åren 2012–2016 med tio har ingen betydelse. Däremot skiljer sig metodologin åt därför att man år 2012 och framåt enbart använt rådata från varje datakälla för att bättre visa på hur CPI har konstruerats samt för att fånga förändringar över tid på ett bättre sätt. Den metodologin som man använde innan år 2012 innebär att CPI inte är jämförbart mellan olika år. Det innebär också att CPI inte kan jämföras exempelvis mellan åren 2011 och 2012 (Transparency International, 2012). Som vi tidigare diskuterat är det omöjligt att hitta ett felfritt korruptionsmått. Vi har därför valt att använda åren 2000–2016 i en regression med skalan 0-10 men också gjort en regression för åren 2012-2016 med skalan 0-100. Resultaten redovisas i Appendix 5 och kommenteras i diskussionen.

4. Resultat

I resultatet presenteras olika regressionsmodeller för att undersöka de hypoteser vi har ställt. Sedan följer en diskussion kring hur vårt resultat förhåller sig till hypoteserna och den forskning som redogjordes för i teoriavsnittet.

Tabell 1: Resultat från regression (1). Regressionen tar inte med tidsvariabeln med fixed effects. Koefficienten för politiska jämställdheten är positiv men inte signifikant.

$$(1) \text{ korrption} = a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \pi_i + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	Regression (1) Fixed Effects
Political equality	0.000123 (0.00204)
Constant	0.192*** (0.0329)
Observations	2,741
Number of country	180
R-squared	0.000
Country FE	YES
Year FE	NO

Robust standard errors in parentheses

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

Tabell 2: Resultat från regression (2). Regressionen tar med fixed effects för tidsvariabeln och inkluderar även den logaritmerade kontrollvariabeln BNP per capita. Politisk jämställdhet är positiv men inte signifikant. BNP per capita är positiv på 5% signifikansnivå. Koefficienten 0,231 innebär att 1% ökning i BNP per capita ger 0,00231 enheters förbättring i korruptionsmättet. Alla årsvariabler är även signifikanta på minst 5% signifikansnivå förutom åren 2002 och 2003.

$$(2) \text{ korruption} = a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \beta_2 \ln(\text{bnpcap})_{it} + \beta_3 \text{År}_t + \pi_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	Regression (2) Fixed Effects
Political equality	0.000652 (0.00243)
ln(GDP/cap)	0.231** (0.0969)
Constant	-1.749** (0.828)
Observations	2,634
Number of country	174
R-squared	0.029
Country FE	YES
Year FE	YES

Robust standard errors in parentheses

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

Tabell 3: Resultat från regression (3). Regressionen tar med fixed effects för tidsvariabeln och inkluderar även en interaktionsterm mellan politisk jämställdhet och BNP per capita. Politisk jämställdhet är positiv men fortfarande inte signifikant. BNP per capita är positiv och signifikant med 5% signifikansnivå. Koefficienten ökar med 0,014 enheter jämfört med föregående tabell (2). Interaktionstermen är däremot negativ men inte signifikant.

(3) *korruption*

$$= a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \beta_2 \ln(\text{BNP}/\text{cap})_{it} \\ + \beta_3 (\text{politiskjämställdhet} * \ln(\text{BNP}/\text{cap}))_{it} + \beta_4 \text{År}_t + \pi_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	Regression (3) Fixed Effects
Political equality	0.0194 (0.0147)
ln(GDP/cap)	0.245** (0.102)
Political equality*ln(GDP/capita)	-0.00211 (0.00164)
Constant	-1.875** (0.873)
Observations	2,634
Number of country	174
R-squared	0.033
Country FE	YES
Year FE	YES

Robust standard errors in parentheses

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

Tabell 4: Resultat från regression (4). Regressionen ser ut som föregående med fixed effects för tidsvariabeln samt har med interaktionsvariabeln. Här kontrollerar vi även för liberal demokrati och mottaget bistånd. Koefficienten för politisk jämställdhet är positiv och nu även signifikant på 5% signifikansnivå. Koefficienten innebär att en procentenhets ökning i politisk jämställdhet förbättrar korruptionsnivån med 0,028 enheter. Koefficienten för BNP per capita ökar från 0,245 (tabell 3) till 0,374 och är signifikant på 1% signifikansnivå. Koefficienten för interaktionstermen är negativ och signifikant på 5% signifikansnivå. Liberal demokrati har en positiv koefficient på 10% signifikansnivå. Koefficienten är 0,423 vilket innebär att en enhetsökning i liberal demokrati ger 0,424 enhetsökningar i korruptionsmättet. Mottaget bistånd har en koefficient på 0,00338 vilket innebär att en procentenhets ökning i andelen av BNI ger en ökning på 0,00338 enheter i korruptionsmättet. Koefficienten för mottaget bistånd är signifikant på 1% signifikansnivå.

(4) *korruption*

$$\begin{aligned}
 &= a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \beta_2 \ln(\text{BNP/cap})_{it} \\
 &+ \beta_3 (\text{politiskjämställdhet} * \ln(\text{BNP/cap}))_{it} + \beta_4 \text{liberaldemokrati}_{it} \\
 &+ \beta_5 \text{bistånd}_{it} + \beta_6 \text{År}_t + \pi_i + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

VARIABLES	Regression (4) Fixed Effects
Political equality	0.0276** (0.0139)
ln(GDP/cap)	0.374*** (0.0953)
Political equality*ln(GDP/capita)	-0.00327** (0.00155)
Liberal democracy	0.423* (0.248)
ODA	0.00338*** (0.000907)
Constant	-3.173*** (0.796)
Observations	2,334
Number of country	158
R-squared	0.074
Country FE	YES
Year FE	YES

Robust standard errors in parentheses

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

4.1 Tilläggskontroll för variabeln liberal demokrati

Resultaten i tabell 1–4 gav oss anledning att genomföra ytterligare tre regressioner. Dessa görs för att framförallt kontrollera sambandet mellan variabeln liberal demokrati, politisk jämställdhet och korruption. Sungs studie från 2003 gav upphov till användandet av variabeln liberal demokrati i vår studie. Våra resultat visar motsatsen till vad Sung (2003) kom fram till och vi vill därför utföra ytterligare kontroller för att kunna diskutera eventuella likheter och skillnader mellan studierna och resultaten.

Tabell 5: Regression (5) visar att politisk jämställdhet inte blir signifikant när vi enbart kontrollerar för BNP per capita och liberal demokrati. BNP per capita är signifikant på 1% signifikansnivå och ökar med 0,037 enheter från tabell (2). Liberal demokrati är signifikant på 10% signifikansnivå.

(5) *korruption*

$$= a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \beta_2 \ln(\text{BNP/cap})_{it} + \beta_3 \text{liberaldemokrati}_{it} + \beta_4 \text{År}_t + \pi_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	(5) Fixed Effects
Political equality	-1.93e-05 (0.00262)
ln(GDP/cap)	0.268*** (0.0987)
Liberal democracy	0.496* (0.253)
Constant	-2.293*** (0.825)
Observations	2,423
Number of country	160
R-squared	0.045
Country FE	YES
Year FE	YES

Robust standard errors in parentheses

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

Tabell 6: Regression (6) kontrollerar för om politisk jämställdhet blir signifikant när kontrollvariabeln mottaget bistånd inkluderas. Resultaten visar att så inte är fallet. BNP per capita är fortfarande signifikant på 1% signifikansnivå och koefficienten har ökat med 0,078 enheter från tabell (5). Liberal demokrati är fortfarande signifikant på 10% signifikansnivå och minskar med 0,028 enheter från tabell (5). Mottaget bistånd (ODA) är signifikant på 1% signifikansnivå.

(6) *korruption*

$$= a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \beta_2 \ln(\text{BNP/cap})_{it} + \beta_3 \text{liberaldemokrati}_{it} + \beta_4 \text{bistånd}_{it} + \beta_5 \text{År}_t + \pi_i + \epsilon_{it}$$

VARIABLES	(6) Fixed Effects
Political equality	-0.00108 (0.00268)
ln(GDP/cap)	0.346*** (0.0952)
ODA	0.00321*** (0.000853)
Liberal democracy	0.468* (0.254)
Constant	-2.952*** (0.796)
Observations	2,334
Number of country	158
R-squared	0.064
Country FE	YES
Year FE	YES

Robust standard errors in parentheses

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

Tabell 7: I regression (7) utelämnas kontrollvariabeln mottaget bistånd och istället inkluderas interaktionstermen mellan politisk jämställdhet och BNP per capita. Politisk jämställdhet och interaktionstermen blir signifikant på 10% signifikansnivå. BNP per capita är fortfarande signifikant på 1% signifikansnivå och koefficienten ökar med 0,027 enheter från tabell (5). Liberal demokrati är fortfarande signifikant på 10% signifikansnivå och koefficienten minskar med 0,034 enheter från tabell (5).

(7) *korruption*

$$\begin{aligned}
 &= a_1 + \beta_1 \text{politiskjämställdhet}_{it} + \beta_2 \ln(\text{BNP/cap})_{it} \\
 &+ \beta_3 (\text{politiskjämställdhet} * \ln(\text{BNP/cap}))_{it} + \beta_4 \text{liberaldemokrati}_{it} \\
 &+ \beta_5 \text{År}_t + \pi_i + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

VARIABLES	(7) Fixed Effects
Political equality	0.0248* (0.0140)
ln (GDP/capita)	0.295*** (0.102)
Political equality*ln(GDP/capita)	-0.00283* (0.00156)
Liberal democracy	0.462* (0.247)
Constant	-2.507*** (0.849)
Observations	2,423
Number of country	160
R-squared	0.052
Country FE	YES
Year FE	YES

Robust standard errors in parentheses

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

5. Analys

Att politisk jämställdhet inte är signifikant i tabell (1) visar att politisk jämställdhet ensam inte har någon effekt på korruptionsnivån. Modellen har dessutom ett R² på 0 och ett F-test som inte är signifikant. Modellen är därmed inte användbar för att estimerar effekten av politisk jämställdhet på korruption. I tabell (2) ser vi att logaritmerad BNP per capita är signifikant på 5% signifikansnivå och minskar korruption. Även tidsvariablerna är signifikanta. R² ligger på 0.029 och F-testet är signifikant på 5% signifikansnivå. Detta verkar förklara att BNP per capita samt tidsvariablerna istället förklarar den genomsnittliga förbättringen i korruptionsnivån. Man kan anta att det sker en naturlig minskning av korruption när länderna med tiden utvecklas mot ett mer välfungerande samhälle. Detta skapar möjligheter för fler kvinnor att ta plats i samhället samtidigt som man bekämpar korruption. Därmed driver BNP och den allmänna ekonomiska utvecklingen förbättringen i både korruption och jämställdhet.

I tabell (3) är inte interaktionsvariabeln mellan politisk jämställdhet och logaritmerad BNP per capita signifikant. I tabell (4) är samtliga koefficienter signifikanta på 5% signifikansnivå förutom liberal demokrati. En möjlig förklaring till att regression 3 inte är signifikant kan vara att modellen inte uppfyller exogenitet. Om liberal demokrati och mottaget bistånd utelämnas så korrelerar politisk jämställdhet och interaktionstermen med den observerade termen U . Att ta med kontrollvariablerna eliminerar endogenitet och förklarar sambandet mellan politisk jämställdhet, inkomstnivå och korruption. Från tabell (4) tolkar vi även att det finns ett samband mellan politisk jämställdhet och inkomstnivå.

För att närmare undersöka det existerande sambandet mellan politisk jämställdhet och inkomstnivåer inkluderar vi en interaktionsterm. Tidigare studier har visat att det finns ett starkare samband mellan korruption och politisk jämställdhet i höginkomstländer till skillnad från låginkomstländer. Därför tror vi att effekten av politisk jämställdhet på korruption varierar beroende på landets inkomstnivå och kontrollerar för detta genom en interaktionsvariabel (Stock et al, 2011).

Interaktionstermen visar att även om politisk jämställdhet och BNP per capita minskar korruption så finns det en korrelation mellan de två variablerna som ökar korruptionsnivåerna. Detta visar att även om både politisk jämställdhet och BNP per capita förbättrar

korruptionsnivån kommer effekten så småningom bli negativ när vi låter effekten av de två variablerna på korruption vara beroende av varandra.

Den marginella effekten av politisk jämställdhet på korruption är följande:

$$\beta_1 - \beta_3 * \ln(\text{BNP}/\text{cap})$$

Den marginella effekten visar att desto högre BNP per capita ett land har, desto mindre minskar korruptionsnivån när man ökar politisk jämställdhet. Nedan görs en illustrativ jämförelse mellan Sverige och Etiopien.

$$\text{Sverige 2016: } 0,0276 - (0,0033 * 10,7976) = -0,0077404$$

Med en BNP per capita nivå på 48 904,6 internationella dollar kommer en procentenhets ökning i politisk jämställdhet ökar korruptionsnivån med 0,0077 enheter.

$$\text{Etiopien 2016: } 0,0276 - (0,0033 * 7,4585) = 0,00319476$$

Med en BNP per capita nivå på 1734,5 internationella dollar kommer en procentenhets ökning i politisk jämställdhet istället minska korruption med 0,0032 enheter.

Följande ekvation kontrollerar vid vilken BNP per capita-nivå en ökning i politisk jämställdhet inte kommer att ge någon effekt på korruption:

$$0 = 0,0276 - 0,0033 * \ln(\text{BNP}/\text{cap})$$

$$\ln(\text{BNP}/\text{cap}) = \frac{0,0276}{0,0033}$$

$$\ln(\text{BNP}/\text{cap}) = 8,434$$

$$\ln(\text{BNP}/\text{cap}) = e^{8,434}$$

$$\ln(\text{BNP}/\text{cap}) = 4\,600,9185$$

Ekvationen visar att när ett land når en BNP per capita nivå på 4 600,92 internationella dollar så kommer en ökning i politisk jämställdhet inte att förändra korruptionsnivån. Är BNP per capita nivån högre än 4 600,92 internationella dollar så kommer en ökning i politisk jämställdhet att öka korruptionsnivån.

Den marginella effekten av logaritmerad BNP per capita blir:

$$\beta_2 - \beta_3 * \text{politisk jämställdhet}$$

Detta innebär att den totala effekten av en 1% ökning i BNP per capita ger oss:

$$\frac{\beta_2 - \beta_3 * \text{politisk jämställdhet}}{100} \text{ enheters ökning i korruptionsmättet.}$$

Följande ekvation kontrollerar vid vilken nivå på politisk jämställdhet en ökning i BNP per capita inte kommer att ge någon effekt på korruption:

$$0,374 - (0,0033 * \text{politisk jämställdhet}) = 0$$

$$\frac{0,374}{0,0033} = \text{politisk jämställdhet}$$

$$\text{politisk jämställdhet} = 114,22$$

Ekvationen visar att politisk jämställdhet måste ligga på 114,22% för att det inte ska ge någon effekt på korruption av att höja BNP per capita. Detta är inte rimligt då andelen kvinnor enbart kan bli 100%. Vi kan därmed säga att oavsett vilken nivå av politisk jämställdhet landet har så kommer en ökning i BNP per capita alltid att minska korruptionsnivån, men effekten kommer att vara avtagande.

För att illustrera denna effekt kan vi återigen jämföra Sverige och Etiopien:

$$\text{Sverige 2016: } 0,374 - (0,0033 * 43,55) = 0,23143036$$

Med 43,55% andel kvinnor kommer 1% ökning i Sveriges BNP per capita att medföra en förbättring i korruption med 0,23 enheter.

$$\text{Etiopien 2016: } 0,374 - (0,0033 * 38,76) = 0,24711665$$

Med 38,76% andel kvinnor kommer 1% ökning i Etiopiens BNP per capita att medföra en förbättring i korruption med 0,25 enheter.

För att argumentera för modellens trovärdighet vill vi nämna några mått som är viktiga i våra regressioner. R2 mäter exempelvis hur bra de oberoende variablerna beskriver variationen i beroendevariabeln korruption. R2 står i procent där 100% innebär att modellen beskriver all

den variation som finns i din beroendevariabel. Generellt sett kan man säga ett högre R² är bra för din modell. Ett lågt R² behöver däremot inte betyda att modellen är dålig. Signifikanta koefficienter säger ändå hur din oberoende variabel påverkar beroendevariabeln när alla andra variabler hålls konstanta. Även F-testet förklarar variablernas validitet och ett värde under 0.05 visar att variablerna är signifikanta (Jaggia & Kelly, 2013). Vi kan se att R² är 7,4% i vår slutgiltiga modell (4) vilket är relativt lågt. Vår fixed effects modell visar på ett signifikant F-test på 1% signifikansnivå för alla inkluderade variabler i tabell (4). Att vi använder fixed effects modellen gör att vi litar på att modellen plockar upp de flesta *omitted variables* och kan därmed undvika *omitted variable bias*. Fixed effects modellen utesluter variabler som inte varierar över tid och att dessa utesluts ur regressionen påverkar inte vårt bias. Det finns därmed relativt få förklaringsvariabler som kan ha utelämnats och orsakat bias. Trots ett lågt R² argumenterar vi för att uteslutna förklaringsvariabler inte orsakar stort bias eftersom fixed effects modellen använts.

6. Diskussion och slutsats

Resultatet visar att ökad politisk jämställdhet minskar korruption men att effekten avtar när landets BNP per capita ökar. Gokcekus & Bengyak (2015) presenterar signifikanta resultat som visar att när man ökar andelen kvinnor i parlamenten minskar korruption. De diskuterar också att detta åtminstone håller på kort sikt. Vårt resultat talar även för detta då det visar att när ett land når en BNP per capita på 4 600,92 internationella dollar ger det ingen effekt att öka politisk jämställdhet och överstiger BNP per capita denna nivå blir effekten att korruption ökar. Hypotes (1) är därför korrekt i sitt påstående att effekten av politisk jämställdhet på korruption beror av landets inkomstnivå. Däremot säger våra resultat att det finns ett starkare samband i låginkomstländer, vilket motsäger hypotesen och de resultat Esarey & Chirillio (2013) fann. Vår undersökning stämmer överens med det Swamy et. al. (2001) argumenterar för - att ett ökat kvinnligt inflytande minskar korruption, åtminstone på kort sikt. Vad som är bakomliggande orsaker diskuteras inte i studien men våra resultat visar att BNP per capita exempelvis är en variabel som med sin ökning försämrar effekten av en ökning i politisk jämställdhet. En annan möjlig förklaring diskuteras i Alatas et al. (2009) studie. Att sambandet enbart håller i låginkomstländer kan bero på att kvinnor i dessa länder utesluts från de nätverk som utsätts för korruption. Gokcekus & Mukherjee (2004) nämner också en intressant aspekt om att kvinnor inte påverkas av rådande organisationskulturer till en början. Allt eftersom blir kvinnan dessvärre också påverkad av korruption och tånjer på sina gränser. Detta kan då ske i takt med den allmänna BNP utvecklingen. När kvinnor får vara mer delaktiga i arbetslivet främjas den ekonomiska utvecklingen och kvinnor utvecklar samtidigt sina egna nätverk där korrupta beteenden så småningom utvecklas. Det skulle i så fall tala för att kvinnor är lika korrupta som män, men att omständigheterna i låginkomstländer inte tillåter dem att vara det.

Gokcekus & Mukherjee (2004) fann intressanta resultat som visade att korruptionsnivån sjunker när man ökar andelen kvinnor i den offentliga sektorn. Visserligen är vår undersökning gjord på andelen kvinnor i parlament men vi argumenterar för att paralleller ändå kan dras mellan studierna. Deras studie visar att korruptionsnivån återigen försämras när kvinnor blir majoritet inom organisationen. Vi kan inte kontrollera för detta då det enbart är Rwanda (åren 2009–2016) och Bolivia (åren 2015–2016) som har majoriteten kvinnor sittandes i parlamentet. Vi kan däremot visa att en ökning i BNP per capita i ett land med redan hög politisk jämställdhet ökar korruptionsnivån.

Gokcekus & Mukherjee (2004) kom fram till ett liknande resultat och menar att länder med en låg proportion av kvinnor i arbetskraften kommer att ha en fördel av att öka andelen kvinnor, medan länder med en redan hög andel kvinnor på arbetsmarknaden inte kommer att gynnas utav en ökning - snarare kan korruptionsnivån försämrans. Då vår data inte tar hänsyn till parlament med kvinnlig majoritet kan vi inte dra några förhastade slutsatser kring effekterna men förhoppningsvis lämnar det utrymme för framtida undersökningar.

Vårt resultat visar att liberal demokrati har en effekt på korruption, åtminstone på 10% signifikansnivå. Tidigare studier av Sung (2003) visade på att effekten av andelen kvinnor i parlamentet försvann när man kontrollerade för nivån av liberal demokrati och att det snarare är nivån av liberal demokrati som förklarar korruption. Detta är något som vår slutgiltiga modell (tabell 4) inte talar för. Vid kontroll för liberal demokrati och mottaget bistånd är politisk jämställdhet signifikant. Vi tolkar detta som att både politisk jämställdhet, nivå av liberal demokrati och mottaget bistånd förklarar korruptionsnivån tillsammans. I analysen förklarar vi att anledningen till att politisk jämställdhet inte är signifikant utan kontrollvariablerna kan bero på att modellen inte uppfyller kravet för exogenitet. Därmed är vår hypotes (2) delvis sann. Politisk jämställdhet är aldrig signifikant förrän vi inkluderar interaktionstermen och liberal demokrati. Vid kontroll för enbart liberal demokrati i regression (5) är politisk jämställdhet inte signifikant, men har i tidigare regressioner (1-3) aldrig varit signifikant. Detta visar att sambandet inte försvinner när vi kontrollerar för liberal demokrati utan snarare enbart existerar när vi kontrollerar för både liberal demokrati och interaktionstermen.

För att närmre kontrollera för skillnaderna mellan vår studie och Sung (2003) utförde vi regressionerna i avsnitt 4.1. I tabell 5 ser vi att liberal demokrati är signifikant på 10% signifikansnivå samtidigt som politisk jämställdhet inte är signifikant. Detta tyder på samma resultat som i Sung's studie. I tabell 6 när vi inkluderar bistånd i regressionen ser vi samma samband där liberal demokrati är signifikant på 10% signifikansnivå men inte politisk jämställdhet. I tabell 7, när interaktionstermen inkluderas och mottaget bistånd utelämnas, är politisk jämställdhet signifikant på 10% signifikansnivå och likaså liberal demokrati. Den avgörande skillnaden i våra resultat är den interaktionsterm vi använder mellan politisk jämställdhet och BNP per capita. Detta fångar upp att politisk jämställdhet har en lägre effekt på korruption när BNP ökar och vice versa. Sung kontrollerar aldrig för detta samband och

diskuterar inte en möjlig påverkan. Vi vill påstå att det är något som gör att man kan ifrågasätta korrektheten i hans resultat.

En av bristerna i vårt resultat är att vi har obalanserade data. Vi saknar värden för vissa år (data saknas för alla länder år 2001) och vissa länder. Anledningen till detta är att man i en del länder inte har mätt korruption under lika lång tid och att det även i vissa länder är svårare att göra ett rättvist mått av korruption. Detsamma gäller politisk jämställdhet. Problematiken som uppstår är om just de länderna som saknar data är de länderna som t.ex. har mest problem med korruption och av den anledningen inte vill rapportera nivån. Riskerna finns att vi därför över- eller underestimerar resultaten.

För att kontrollera för detta genomför vi robustness test där vi estimerar samma regressioner med hjälp av CPI. Vi ser att vi får samma resultat i vår slutgiltiga regression, förutom att liberal demokrati inte är signifikant vid användandet av CPIs mått. För åren 2012-2016 får vi inga signifikanta resultat och kan därför inte kommentera hur dessa förhåller sig till de resultat WGI's mått resulterar i. Att inga signifikanta resultat hittas kan bero på att det är så få år som används i estimeringen och därmed inte tillräckligt många observationer.

En annan kritik som kan riktas mot vår studie är att vårt korruptionsmått mäter rapporterad korruption istället för faktiskt korruption. WGI's mått över kontroll av korruption är en sammanställning av intressenters, företags och experters uppfattade korruptionsnivå. Deras uppfattning kan vara felaktig och därmed skilja från det verkliga värdet. Gokcekus & Mukherjee (2004) skriver att när andelen kvinnor överstiger 40% inom den offentliga sektorn så sjunker rapporteringsbenägenheten. Det kan vara något som påverkar våra resultat men som vi inte har kunnat mäta.

Något som vi inte tagit hänsyn till är den kritik som riktas mot Dollar, Fisman & Gatti (2001) samt Swamy et al. (2001) studier. Kritiker menar att sambandet mellan korruption och jämställdhet möjligtvis går åt andra hållet. När korruption minskar ger det mer utrymme för kvinnor i parlamenten och politisk jämställdhet ökar. Det är i så fall inte politisk jämställdhet som minskar korruption utan snarare en minskad korruption som ökar politisk jämställdhet. Detta är något som vi uppmanar framtida studier att ta hänsyn till och reflektera över.

En förklaring till vårt resultat är de tidigare studier som visat på att kvinnor är mindre benägna att agera korrupt. Som vi nämnde i teorin studerade till exempel Swamy et al. (2001) sambandet mellan kvinnor och mäns olika benägenhet att ta emot och ge mutor. Deras resultat visade på att män var mer villiga att både ge och ta emot mutor än kvinnor. Dollar, Fisman & Gatti (2001) kom även fram till att kvinnor är mer benägna att ta beslut som gynnar samhället i större utsträckning än män. Dessa resultat kan vara en förklaring till de samband vi funnit.

Gruppdynamik och sociala nätverks roll är något vi inte studerat men som mycket väl kan vara förklaringar till det resultat vi funnit. Om tillgång till sociala nätverk innebär exponering för korruption och kvinnor i höginkomstländer är mer inkluderade i sociala nätverk kan det förklara vårt samband. I höginkomstländer där jämställdheten redan är hög och kvinnor är en del av de nätverk som utsätts för korruption existerar inte sambandet mellan lägre korruption och högre politisk jämställdhet (Goetz, 2007). Kvinnor upprättar istället egna nätverk som blir utsatta för korruption och de har mer resurser att finansiera korrupta beteende, precis som män. Vi har därmed inte hittat något belegg för att kvinnor i låginkomstländer skulle anamma mäns åsikter kring korruption så som exempelvis Alatas et al. (2009) argumenterar för.

Den viktigaste slutsatsen som kan dras av vår studie är att det finns ett samband som visar på att högre politisk jämställdhet leder till en minskad korruption fram tills det att BNP per capita når 4 600,92 internationella dollar. Detta samband håller även vid kontroll för liberal demokrati. År 2016 ligger 45 (tillgänglig data fattas för ytterligare 13 låg-och medelinkomstländer) av 185 länder under denna BNP per capita nivå. Därmed finns det ett incitament för dessa länder att sträva mot högre jämlikhet för att minska problemet med korruption.

7. Referenser

- Alatas, V., Cameron, L., Chaudhuri, A., Erkal, N., & Gangadharan, L. (2009). Gender, Culture, and Corruption: Insights from an experimental analysis. *Southern Economic Journal*, Vol. 75, 663-680.
- Beck, L. (2003). Democratization and the Hidden Public: The Impact of Patronage Networks on Senegalese Women. *Comparative Politics*, Vol. 35(2), 147-169.
- Bjarnegård, E. (2013). *Gender, Informal Institutions and Political Recruitment: Examining Male Dominance in Parliamentary Representation*. New York: Palgrave MacMillan.
- Chaudhuri, A. (2012). Gender and Corruption: A Survey of the Experimental Evidence. i D. Serra, & L. Wantchekon, *Research in Experimental Economics*, Volume 15 (ss. 13-49). Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- Cheng, C., & Tavits, M. (2009). Informal Influences in Selecting Female Political Candidates. *Political Research Quarterly*, Vol. 64(2), 460-471.
- Collier, P. (2007). *The Bottom Billion; Why the Poorest Countries Are Failing*. New York: Oxford University Press.
- Coppedge, M., Gerring, J., Lindberg, S. I., Skaaning, S.-E., Toerell, J., Krusell, J., . . . Wilson, S. (2017). *Varieties of Democracy (V-Dem) Project. "V-Dem Methodology v7.1"* . Gothenburg: University of Gothenburg.
- Coppedge, M., Gerring, J., Lindberg, S. I., Skaaning, S.-E., Tzelgov, E., Wang, Y.-t., . . . Stepanova, N. (2017). *Varieties of Democracy (V-Dem) Project*. Gothenburg: University Of Gothenburg.
- Coppedge, M., Lindberg, S. I., Skaaning, S.-E., & Teorell, J. (2015). *Measuring High Level Democratic*. Gothenburg: University of Gothenburg.
- Dollar, D., Fisman, R., & Gatti, R. (2001). Are women really the "fairer" sex? Corruption and women in government. *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 46, 423-429.
- Esarey, J., & Chirillp, G. (2013). "Fairer Sex" or Purity Myth? Corruption, Gender, and Institutional Context. *Gender and Politics*, Vol 9(4), 390-413.
- FN-förbundet. (den 01 05 2018). Hämtat från FN:s medlemsländer: <https://fn.se/vi-gor/vi-utbildar-och-informerar/fn-info/fn-som-organisation/medlemslander/>
- Förenta Nationerna. (den 15 03 2018). Hämtat från Metadata for Indicator 5.5.1: <https://unstats.un.org/sdgs/metadata/files/Metadata-05-05-01a.pdf>
- Globalis. (den 28 03 2018). Hämtat från Jämställdhet inom landets styre: <https://www.globalis.se/Statistik/Jaemst.-i-politiken>

- Globalis*. (den 28 03 2018). Hämtat från Korruption: <https://www.globalis.se/Statistik/Korruption>
- Goetz, A. (2007). Political Cleaners: Women as the New Anti-Corruption Force? *Development and Change*, Vol. 38, 87-105.
- Gokcekus, O., & Bengyak, K. (2015). *Peculiar Dynamics of Corruption; Religion, Gender, EU Membership, and Others*. Singapore: World Scientific Publishing Co.
- Gokcekus, O., & Mukherjee, R. (2004). *Gender and Corruption in the Public Sector*. New Jersey: Seton Hall University.
- Gujarati, D. (2009). *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Jaggia, S., & Kelly, A. (2013). *Business Statistics: Communicating With Numbers*. New York: McGraw-Hill.
- Janet, J. E., Einarsdottir, T. E., & Petursdottir, G. M. (2013). A Feminist Theory of Corruption: Lessons from Iceland. *Politics & Gender*, Vol. 9(2), 174-206.
- Kauffman, D., & Kraay, A. (den 20 04 2018). *The World Bank*. Hämtat från Worldwide Governance Indicators: <http://info.worldbank.org/governance/wgi/#home>
- Kauffmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2009). *Governance Matters VIII: Aggregate and Individual Governance Indicators, 1996-2008*. Washington, DC: The World Bank.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2010). *The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues*. Washington, DC: The World Bank.
- Kennedy, P. (2003). *A Guide to Econometrics*. Cambridge: MIT Press.
- Kuorikoski, J., Lehtinen, A., & Marchionni, C. (2007). *Economics as Robustness Analysis*.
- Rose-Ackerman, S., & Palifka, B. J. (2016). *Corruption and Government: Causes, Consequences and Reform*. New York: Cambridge University Press.
- Sanjiv, J., & Alison, K. (2013). *Essentials of Business Statistics; Communicating With Numbers*. New York: McGraw-Hill Professional.
- Stockemer, D. (2011). Women's Parliamentary Representation in Africa: The Impact of Democracy and Corruption on the Number of Female deputies in National Parliaments. *Political Studies*, Vol 59(3), 693-712.
- Sung, H.-E. (2003). Fairer Sex or Fairer System? Gender and Corruption Revisited. *Social Forces*, Vol. 82(2), 703-723.
- Swamy, A., Knack, S., Lee, Y., & Azfar, O. (2001). Gender and corruption. *Journal of Development Economics*, Vol. 64, 25-55.
- The World Bank*. (den 25 03 2018). Hämtat från Combating Corruption: <http://www.worldbank.org/en/topic/governance/brief/anti-corruption>

- The World Bank.* (den 14 03 2018). Hämtat från GDP per capita, PPP (current international \$): <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.PP.CD>
- The World Bank.* (den 14 03 2018). Hämtat från Net ODA received (% of GNI): <https://data.worldbank.org/indicator/DT.ODA.ODAT.GN.ZS>
- Torres-Reyna, O. (den 30 03 2018). *Princeton University.* Hämtat från Panel Data Analysis Fixes and Random Effects using Stata: <https://dss.princeton.edu/training/Panel101.pdf>
- Transparency International.* (den 15 03 2018). Hämtat från Anti-Corruption Glossary: <https://www.transparency.org/glossary/term/corruption>
- Transparency International.* (den 01 03 2018). Hämtat från Corruption Perception Index: <https://www.transparency.org/research/cpi>
- Transparency International.* (den 01 05 2018). Hämtat från Corruption Perceptions Index 2012: An updated methodology: https://www.transparency.org/files/content/pressrelease/2012_CPIUpdatedMethodology_EMBARGO_EN.pdf
- United Nations Development Programme.* (den 29 04 2018). Hämtat från Procurement protest and vendor sanctions: <http://www.undp.org/content/undp/en/home/procurement/business/protest-and-sanctions.html>
- Vecci, J. (den 14 03 2018). *University of Gothenburg.* Hämtat från Corruption and Development: <https://gul.gu.se/courseId/76960/node.do?id=36678998&ts=1489565325020&u=528829622>
- Westerlund, J. (2005). *Introduktion till ekonometri.* Lund: Studentlitteratur AB.
- Woolbridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics. A modern approach.* Michigan State University.
- Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to econometrics (Europe, Middle East and Africa ed.).* Boston: Cengage Learning.
- Zakaria, F. (den 01 11 1997). *Foreign Affairs.* Hämtat från The Rise of Illiberal Democracy: <https://www.foreignaffairs.com/articles/1997-11-01/rise-illiberal-democracy>

8. Appendix

8.1 Appendix 1 – Dataset

Fullständigt dataset som användes vid estimering i STATA.



8.2 Appendix 2 – Utelämnade länder

Land

Andorra
Antigua and Barbuda
Lichtenstein
Marshall Islands
Monaco
Nauru
Palestina
Saint Kitts and Nevis
San Marino
Tuvalu

8.3 Appendix 3 – Test för multikollinearitet

Variable	VIF	1/VIF
lbnpc	2.00	0.500584
bistand	1.52	0.659571
ldem	1.48	0.675484
poljms	1.10	0.909646
Mean VIF	1.52	

8.4 Appendix 4 – Wooldridge test för autokorrelation

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first order autocorrelation

F(1, 157) = 350.592
Prob > F = 0.0000

8.5 Appendix 5 – Robustness test: resultat från CPI

8.5.1 CPI åren 2000–2016 regression 1-4:

Regression 1:

VARIABLES	Tabell (1) Fixed Effects
poljms	0.0152*** (0.00446)
Constant	3.929*** (0.0790)
Observations	2,529
Number of country	180
R-squared	0.028
Country FE	YES
Year FE	NO
Robust standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Regression 2:

VARIABLES	Tabell (2) Fixed Effects
poljms	0.00106 (0.00497)
lbnpc	0.935*** (0.207)
Constant	-3.756** (1.757)
Observations	2,455
Number of country	174
R-squared	0.178
Country FE	YES
Year FE	YES
Robust standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Regression 3:

VARIABLES	Tabell (3) Fixed Effects
poljms	0.0700** (0.0330)
lbnpc	0.974*** (0.214)
c.poljms#c.lbnpc	-0.00766** (0.00374)
Constant	-4.362** (1.850)
Observations	2,455
Number of country	174
R-squared	0.188
Country FE	YES
Year FE	YES

Robust standard errors in parentheses

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

Regression 4:

VARIABLES	(4) Fixed Effects
poljms	0.0808** (0.0329)
lbnpc	1.060*** (0.196)
c.poljms#c.lbnpc	-0.00864** (0.00367)
ldem	-0.176 (0.546)
bistand	-0.00517** (0.00213)
Constant	-5.030*** (1.642)
Observations	2,221
Number of country	157
R-squared	0.208
Country FE	YES
Year FE	YES

Robust standard errors in parentheses

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

8.5.2 CPI åren 2012–2016 regression 1–4:

Regression 1:

VARIABLES	(1) Fixed Effects
poljms	0.0584 (0.0354)
Constant	41.45*** (0.734)
Observations	841
Number of country	174
R-squared	0.007
Country FE	YES
Year FE	NO

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

Regression 2:

VARIABLES	(2) Fixed Effects
poljms	0.0468 (0.0386)
lbnpc	7.445*** (2.149)
Constant	-25.73 (19.58)
Observations	797
Number of country	166
R-squared	0.047
Country FE	YES
Year FE	YES

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

Regression 3:

VARIABLES	(3) Fixed Effects
poljms	0.0510 (0.322)
lbnpc	7.452*** (2.278)
c.poljms#c.lbnpc	-0.000464 (0.0352)
Constant	-25.80 (20.73)
Observations	797
Number of country	166
R-squared	0.047
Country FE	YES
Year FE	YES

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

Regression 4:

VARIABLES	(4) Fixed Effects
poljms	-0.0141 (0.327)
lbnpc	6.324*** (2.404)
c.poljms#c.lbnpc	0.00687 (0.0358)
ldem	3.455 (4.042)
bistand	-0.0427 (0.0564)
Constant	-17.43 (21.79)
Observations	740
Number of country	153
R-squared	0.049
Country FE	YES
Year FE	YES

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