

Korrupsjon og inntektsulikhet

En empirisk analyse

Trude Rønning



Masteroppgave i samfunnsøkonomisk analyse

Økonomisk institutt

UNIVERSITETET I OSLO

02.02.09

Forord

Denne oppgaven markerer avslutningen på det femårige masterstudiet i samfunnsøkonomi ved Universitet i Oslo. Den er i løpet av høsten skrevet på studentstipent for Norsk Utenrikspolitisk Institutt (NUPI), hvor den inngår i prosjektet ”Trade, Growth and Governance”. En stor takk rettes derfor til alle på NUPI, og økonomiavdelingen spesielt, for tilgang på kunnskap og kontorplass. De to medarbeiderne i prosjektet, Jens Chr. Andvig og Per Botolf Maurseth, fortjener en særlig takk for råd og innspill.

Jeg har også satt veldig pris på uvurderlig hjelp og gode Stata-tips fra Silje Aslaksen, som har vært veilederen min gjennom perioden. Eventuelle feil og mangler i oppgaven skyldes fullt og helt undertegnede selv.

Oslo, februar 2009

Trude Rønning

Innholdsfortegnelse

Forord

1. Introduksjon	1
2. Ulikhet og korrupsjon	4
2.1 Korrupsjon som utslag av ulikhet	5
2.1.1 Korrupsjon, styringsgrad og ulikhet	5
2.1.2 Ulikhet, ufullstendig informasjon og korrupsjon	6
2.1.3 Ulikhet og etterspørsel etter omfordeling og makt	7
2.1.4 Ulikhet og tillit	9
2.2 Ulikhet som utslag av korrupsjon	11
3. Dataene i analysen	14
3.1 Korrupsjonsdata	14
3.2 Økonomisk ulikhet	17
3.3 Instrumentvariable	19
3.4 Kontrollvariable	21

4. Metoden	24
4.1 Minste kvadrats metode	24
4.1.1 Antakelser	25
4.2 Instrumentvariabelanalyse	28
4.2.1 Beskrivelse av metoden	28
4.2.2 Instrumentenes gyldighet	29
5. Analysen og resultater	31
5.1 OLS-resultater	32
5.1.1 Hovedanalysen	32
5.1.2 Ulike sensitivitetsanalyser	36
5.2 TSLS-resultater	45
5.2.1 Indikasjoner på instrumentenes relevans	45
5.2.2 Hovedanalysen	46
5.2.3 Andre sensitivitetsanalyser	48
6. Oppsummering og konklusjon	53
Kildeliste	i
Vedlegg	v

1. Introduksjon

I løpet av de siste par tiårene har korrupsjon blitt viet større oppmerksomhet innenfor økonomifaget. De akademiske diskusjonene har blant annet dreid seg om korrupsjon kan tjene som olje eller sand i det byråkratiske maskineriet, og om korrupsjon bidrar til økt eller svekket økonomisk vekst. Huntington (1968) var av de første som mente at den økonomiske veksten økte som følge av korrupsjon. Dette ble begrunnet ved at bestikkelsene fungerte som insentiv til å jobbe hardere og mer effektivt, og på den måten smurte byråkratiet. Likevel er det et vanlig empirisk funn at korrupsjon hindrer økonomisk vekst (se blant annet Mauro, 1995). Korrupsjon antas blant annet å redusere private investeringer, og dermed økonomisk vekst, selv i land med tungt drevne byråkratier og mange reguleringer (ibid). Shleifer og Vishny (1993) hevder at korrupsjon er mer vridende enn skattlegging fordi den er ulovlig og må hemmeligholdes.

I tillegg til rene effektivitetshensyn er det også andre ugunstige konsekvenser av korrupsjon. Hvis en stor del av økonomien foregår under bordet vil staten få inn færre skatteinntekter, og dette vil kunne ramme offentlige tilbud til de som trenger det mest. Dette er selvsagt uheldig fordi sosialt verdifulle investeringer som for eksempel å øke humankapitalen går tapt, men også av velferdshensyn til de som ikke har råd til å betale seg frem i køen. Flere har påpekt at bestikkelsene fungerer som en regressiv skatt, hvor de fattigste blir uproporsjonalt hardt belastet (for eksempel Gupta et al., 2002)

Utgangspunktet mitt for oppgaven er dermed at korrupsjon er et onde for samfunnet, slik at en bekjempelse av atferden er fordelaktig. En forutsetning for å kunne finne en kur er at årsakene blir avdekket. Både teoretiske og empiriske tilnærminger kan være nyttige i denne sammenhengen. Ades og DiTella (1999) har utført en av de første, kjente empiriske studiene med dette som mål. Et av hovedfunnene deres er at korrupsjon er høyere i land hvor innenlandske firmaer er beskyttet fra utenlandsk konkurranse.

I litteraturen er også økt inntektsulikhet trukket fram som en av de mange mulige årsakene til at det er mer omfattende korrupsjon i enkelte land enn andre. Jeg vil i denne oppgaven forsøke å avdekke om det er empirisk evidens til å hevde en slik sammenheng.

Det finnes noen, men relativt få teorier som er utviklet for å forklare en eventuell kausalitet mellom ulikhet og korrupsjon. Alesina og Angelatos (2005) er et av de nyeste bidragene, og mener at styringsgraden øker ved stor ulikhet, som igjen innebærer muligheter for korrupsjon. Dutta og Mishra (2003) har utviklet en modell hvor ufullstendig informasjon i kredittmarkedet gjør at man krever sikkerhet for lån, og hvor ikke-korrupte uten mulighet til å stille med sikkerhet blir luket ut av produksjonssektoren til fordel for enkelte korrupte foretak. You og Khagram (2005) mener mekanismer som økt etterspørsel etter omfordeling og makt forklarer hvorfor ulikhet kan være en årsak til korrupsjon, mens Uslander (2005) hevder sammenhengen går via svekket tillit. De to sistnevnte har også gjort empiriske undersøkelser med korrupsjon som avhengig variabel. Uslander (2005) finner som forventet at økt ulikhet svekker generalisert tillit og at dette gir en signifikant økning av korrupsjonsnivåene. You og Khagram (2005) hevder, etter å ha brukt instrumentvariabelanalyse, at det er en signifikant og kausal sammenheng fra ulikhet til korrupsjon.

Det er et velkjent problem i denne forskningen at det er vanskeligheter forbundet med å lage gode og målbare verdier for både korrupsjon og ulikhet. Ved å bruke nylig oppdaterte ulikhetsdata har jeg derfor gjort en ny, empirisk analyse for sammenhengen mellom ulikhet og korrupsjon. Ulikhetsdataene er fra ”Standardized World Income Inequality Database” (SWIID), og er sammenliknbare på tvers av land i tillegg til å ha god dekningsgrad. Dette gjør dem til det beste eksisterende datasettet på ulikhet i dag (Solt, 2008). I første del av analysen har jeg brukt minste kvadrats metode for å undersøke forholdet mellom ulikhet og korrupsjon. Resultatene fra disse regresjonene støtter tidligere funn som hevder at korrupsjon er en konsekvens av stor ulikhet. For å kontrollere for målefeil, utelatte variable og simultan kausalitet har jeg på samme måte som You og Khagram (2005) brukt instrumentvariabelanalyse i andre del av analysen. Resultatene jeg oppnår ved instrumentering av ulikhet er ikke signifikante, og jeg hevder ut fra dette at tidligere signifikante og kausale sammenhenger mellom ulikhet og korrupsjon ikke er like entydige med nyere og bedre data. Med dette kan teorier som søker å forklare hvorfor korrupsjon er en mulig konsekvens av ulikhet svekkes.

Analysen kan hovedsakelig deles i tre deler. I kapittel 2 utdyper jeg hvordan nyere forskning bruker ulikhet som en mulig forklaringsvariabel til for korrupsjon. Her vil jeg i tillegg gjennomgå noe av litteraturen som omhandler ulikhet som konsekvens av korrupsjon. I kapittel 3 gir jeg mer informasjon om dataene jeg bruker i analysen, med en særlig gjennomgang av instrumentvariablene og korrupsjons- og ulikhetsdata. Kapittel 4 og 5 beskriver hvilke metoder jeg har brukt i tillegg til å presentere resultatene.

2. Ulikhet og korrupsjon

Det finnes ingen universal definisjon av korrupsjon, og bruken av ordet har forskjellig mening i forskjellige kontekster. Selv om vi bare holder oss til en økonomisk sammenheng så er det alternative definisjoner. Den vanligste er: *”the use of public office for private gains, where an official (the agent) entrusted with carrying out a task by the public (the principal) engages in some sort of malfeasance for private enrichment which is difficult to monitor for the principal”* (Bardhan 1997). Både Verdensbanken og Transparency International bruker en forkortet variant av denne definisjonen. Den ovennevnte definisjonen er bred, men begrenser seg samtidig ved at offentlig sektor må være en part i den korruperte handlingen. Siden jeg skal gjøre en empirisk analyse med kilder fra Verdensbanken og ICRG vil jeg bruke de samme, brede definisjonene som dem¹. Det betyr at jeg ikke vil ha mulighet til å skille mellom hvilken type korrupsjon som blir påvirket av hva. Ulikhet refererer til økonomisk inntektsulikhet der hvor ikke annet er nevnt. En nærmere diskusjon om korrupsjonsindekser og ulikhetsmåling kommer i kapittel 3.1 og 3.2.

I dette kapitlet vil jeg utdype de fire av de nyeste bidragene jeg kjenner til om hvorfor korrupsjon kan tenkes å være et resultat av ulikhet. Det kan også tenkes at kausaliteten kan gå andre veien, fra korrupsjon til ulikhet. Jeg vil beskrive noen av disse mekanismene i kapittel 2.2.

¹ ICRG legger i korrupsjonsbegrepet de opererer med både overdreven støtte, nepotisme (favorisering av familiemedlemmer), jobbreservasjoner, ”favour-for-favours”, hemmelig partifinansiering og mistenkelig nære bånd mellom politikk og forretning.

2.1 Korrupsjon som utslag av ulikhet

2.1.1 Korrupsjon, styringsgrad og ulikhet

Et viktig teoretisk bidrag for å forklare sammenhengen mellom ulikhet og korrupsjon kommer fra Alesina og Angeletos (2005). Et av resultatene i denne modellen er at omfordelings- og reguleringspolitikk som er ment å skulle redusere ulikhet heller skaper flere muligheter for korrupsjon.

Modellen bygger på tre nøkkelidéer. Den første er at større grad av styring øker private fordeler fra korrupsjon, lobbyvirksomhet og andre former for "rent-seeking". Det betyr at jo flere ressurser som kontrolleres av myndighetene, eller jo mer omfattende markedsreguleringene er, jo større er utsiktene for korrupsjon og "rent-seeking". Alesina og Angelatos (2005) begrunner dette med tolkning av flere teoretiske modeller og historiske eksempler². Den andre antakelsen er at fordelingen av de private fordelene ved korrupsjon er ujevnt fordelt i befolkningen. Ikke alle individer har samme politiske forbindelser, tilgang på byråkrati eller moralske betenkeligheter med å være korrupte. Den tredje idéen er at samfunnet betrakter ulikhet som kommer av korrupsjon og "rent-seeking" som mer urettferdig enn ulikhet som stammer fra produktiv innsats og markedsøkonomiske mekanismer.

Under disse antakelsene vil en historie med stor grad av styringsintervensjon og omfattende korrupsjon bety at fordelingen av formuen i dag til dels er urettferdig. Dette impliserer en sterkere støtte til omfordeling for et gitt nivå av ulikhet. Fordi korrupsjon antas å være endogen, kan vi havne i en situasjon med to steady states i forhold til nivået på korrupsjon, omfordeling (gjennom skattelegging) og ulikhet. Personer med tilstrekkelig høy avkastning fra "rent-seeking" vil foretrekke regimet med den største graden av styring. De fattige drar fordel av omfordeling, og kan derfor foretrekke den samme, høykorrupte likevekten. Denne tilsynelatende paradoksale koalisjonen mellom fattige og rike "innsidere" finner en ved flere regimer i Latin Amerika (Alesina og Angelatos, 2005).

Hovedbudskapet i Alesina og Angelatos (2005) er at omfordelings- og reguleringspolitikk som har som formål å redusere ulikhet eller gjøre økonomiske utfall mer rettferdige, kan føre til flere korrupsjonsmuligheter. Siden hele modellen baserer seg på at større grad av styring fører til mer

² Se Alesina og Angelatos (2005) for referanser.

korrupsjon, er det viktig at denne antakelsen har empirisk støtte. Det kan være flere grunner til å tvile på at denne forutsetningen. For eksempel har de skandinaviske landene både lite korrupsjon, høy grad av statlig styring og relativt høy skattelegging. Lambsdorff (2006) finner i sin litteraturgjennomgang liten støtte for at størrelsen på offentlig sektor, målt som offentlig budsjett relativt til BNP, er korrelert med korrupsjon. Dette støttes av Treisman (2000), som ikke finner overbevisende evidens på at statlig intervensjon fremmer korrupsjon. Montinola og Jackman (2002) finner faktisk at andelen av offentlig budsjett i forhold til BNP er *negativt* korrelert med korrupsjon. Det er likevel en interessant teori som kan kaste lys over gjensidige påvirkninger av ulikhet og korrupsjon.

Alesina og Angelatos (2005) har ikke gjort noen empiriske undersøkelser for å underbygge modellen. Det kan være vanskelig å få gode data på markedsreguleringer og offentlige budsjetter, men en idé kan være å se på hvordan differansen mellom brutto- og nettoulighet kan påvirke korrupsjonsnivåene. Jeg vil i kapittel 5.1.2 teste for om omfattende omfordeling er positivt korrelert med korrupsjon.

2.1.2 Ulikhet, ufullstendig informasjon og korrupsjon

Den andre teorien jeg skal gå inn på tar for seg sammenhengen mellom ulikhet, konkurranse og korrupsjon (Dutta og Mishra, 2003). I denne modellen antar man at samfunnet består av fattige og rike husholdninger som kan velge å starte produktive virksomheter. For å gjøre dette må de låne kapital i banken. Det finnes både gode og dårlige prosjekter, og produksjon gir kostnader i form av blant annet ulike lisenser og skatter. Ved å bestikke seg til lavere skatt kan korrupsjon øke inntjeningen til firmaene. Dermed vil det være slik at noen husholdninger som ikke ville ha gått inn i produksjonssektoren uten korrupsjon nå vil komme til å gjøre det. Hvis straffen ved å bli tatt for bestikkelser inkluderer at bedriftene mister fremtidig lisens, så vil bare foretak som ikke har en lang levetid i markedet finne det lønnsomt å bedrive korrupsjon. Firmaene med dårlige prosjekter vil derfor ha større insentiv til å bestikke, både fordi de da vil klare seg i markedet og ved at de har mindre å tape om de skulle bli tatt.

Ved ufullstendig informasjon i kredittmarkedet må man ta i bruk sikkerhet for å skille mellom de ulike typene. Ulikhetsaspektet i analysen kommer frem ved at de fattige per definisjon ikke har noen sikkerhet å tilby. De rike med dårlige prosjekter kan utgi seg både for å være fattige eller rike med gode prosjekter. Siden sjansene for at prosjektene deres mislykkes er høyere

enn for de rike med gode prosjekter, vil de med større sannsynlighet miste kapitalen de har stilt med som sikkerhet. Det vil derfor være lønnsomt å utgi seg for å være fattig. Som et resultat vil flere rike med dårlige prosjekter gå inn i produksjonssektoren uten sikkerhet, og det vil drive opp renten i denne kontrakten. Slik vil flere fattige med eventuelt gode prosjekter utebli fra produksjonsmarkedet. Ulikhet vil i denne sammenhengen kunne føre til mer korrupsjon på grunn av at de ineffektive firmaene har større insentiv til å være korruperte, og at noen fattige og ærlige må utebli. Konkurransen vil øke når det er flere firmaer som går inn i markedet, og på grunn av at det totale antall firmaer også inkluderer de ineffektive, vil større grad av konkurranse kunne gå hånd i hånd med økt korrupsjon.

Empirisk er denne modellen vanskelig å teste for med eksisterende datamateriale. For å gjøre det skikkelig trenger man pålitelige data for antall firmaer i markedet. Disse relasjonene er fra en utviklingsøkonomisk kontekst, hvor vi vet at slike statistikker er vanskelige å oppdrive. Dutta og Mishra (2003) gjør en enkel regresjonsanalyse for å se om ulikhet og et større antall firmaer i økonomien kan predikere korrupsjon. De finner en signifikant sammenheng for dette, men har verken tatt inn flere høyresidevariable, kontrollert for utelatte variable eller simultan kausalitet. Dessuten inneholder analysen bare 23 land og har en lav R^2 -verdi (0.356). Disse variablene forklarer dermed lite av variansen i korrupsjon.

2.1.3 Ulikhet og etterspørsel etter omfordeling og makt

Som jeg har vært inne på har utviklingsland større inntektsforskjeller enn rikere land. Dette gjelder også for eierrettigheter og politisk innflytelse, og det er ofte sammenvevd ved at en liten maktelite eier det meste (Moene, 1998). You & Khagram (2005) ser på sammenhengene mellom ulikhet, makt og korrupsjon. Når ulikheten i et samfunn øker kan flere bli relativt rikere, og flere relativt fattigere. Den fattige delen av befolkningen vil tjene på omfordeling og på å bekjempe korrupsjonen blant de rike, men mangler gjerne ressurser til å få det gjennomført. De rike ser derimot store gevinster på å unngå en slik utjevning, og et middel for å unngå omfattende omfordelingspolitikk på vil være å kjøpe seg innflytelse gjennom politisk, byråkratisk og juridisk korrupsjon. Den herskende eliten har i mange utviklingsland interesser både i politikken og i næringslivet, og bruker makten til å oppnå private fordeler, uten nødvendigvis å vise stor interesse for landets utvikling (Moene, 1998). Hvis jevnere fordeling øker veksten, kan det være bedre å beholde en stor andel av en liten BNP, enn en liten andel

av en større. Men det er ikke bare de rikeste som har insentiver til å være korruperte. I en situasjon hvor de fattige mangler tilgang på offentlige tjenester, kan eneste utvei være å bestikke for eksempel helsevesenet eller skolesystemet.

Det kan også skje en normendring ved at stadig flere er korruperte. En utbredelse av korrupsjon kan rettferdiggjøre virksomheten, og oppfatningen av hva som er akseptabel atferd vil kunne endres. Dette er en grunn til å tro at land ofte kan ha mye korrupsjon eller nesten ingen. I et samfunn med høy ulikhet hvor de rike bestikker seg til makt og sosial posisjon og hvor denne atferden går ustraffet hen, vil de korruperte nettverkene kunne ekspanderes ytterligere. For fattigere lag av befolkningen vil denne atferden føles urettferdig og handlingslammende, i tillegg til at tiltroen til lover og regler svekkes.

I analysen kontrollerer You og Khagram (2005) blant annet for hvor demokratisk et land er. Deres hypotese er at selv om korrupsjon generelt er høyere i ikke-demokratiske land, vil ulikhetsnivået påvirke korrupsjonsnivået i større grad ved demokrati enn diktatur. I et diktatur kan rike og mektige bruke undertrykkelse for å bane vei for sine interesser, mens man i et demokrati heller må satse på korrupsjon. I tillegg vil man i et samfunn med stor ulikhet tenke seg at den fattigste delen av befolkningen i stor grad vil være villige til å selge stemmene sine ved valg, og at de rikeste gjerne betaler for å sikre seg stemmer.

Som jeg skal komme tilbake til i kapittel 2.2 er det rimelig å tenke seg at kausaliteten også kan gå andre veien, fra korrupsjon til ulikhet. Dette påpeker You og Khagram (2005) ved å nevne at korrupsjon hemmer institusjonelle endringer som kunne hindret de fordelene rike har over fattige i utgangspunktet. På denne måten kan et samfunn bli fanget inn i en høy ulikhet – høy korrupsjonsspiral.

De empiriske resultatene i You og Khagram (2005) støtter hypotesen om at ulikhet fører til mer korrupsjon, og at inntektsulikhet påvirker normer om korrupsjon. En innvending til dette er at korrupsjonsmålene er basert på subjektive oppfatninger av utbredelsen av korrupsjon. Man kan derfor være skeptisk til om korrupsjonsnormer i det hele tatt måler noe annet enn oppfattet korrupsjonsnivå.

Ved å bruke instrumentvariabelanalyse blir koeffisientene foran ulikhet større og er fortsatt signifikant. Dette støtter antakelsen om det går en kausal sammenheng fra korrupsjon til ulikhet. Som forventet finner de at ulikhet har større sammenheng med korrupsjon i mer demokratiske land. De mener også å ha funnet bevis for at det er en sammenheng mellom

korrupsjon og ulikhet etter å ha gjort en analyse med ulikhet som den avhengige variabelen. Hvis det er tilfellet kan samfunnet havne i en dårlig spiral med høye nivåer av korrupsjon og ulikhet.

I analysene har You og Khagram (2005) brukt Verdensbankens indeks for kontroll for korrupsjon og Transparency Internationals (TI) korrupsjonsindeks med gjennomsnittelige verdier for perioden 1996-2002. Som mål på ulikhet har de brukt Dollar og Kraays (2002) ginikoeffisient for tidsrommet 1971-1996. Til sammen utgjør datamaterialet 129 land. R^2 -verdiene er høye for de mest sentrale regresjonene. Dette er en god og interessant analyse det er verdt å ta med seg videre inn i det empiriske arbeidet.

2.1.4 Ulikhet og tillit

Uslaner (2005) mener som You og Khagram(2005) at samfunnet kan havne i selvforsterkende spiral med stor ulikhet og utbredt korrupsjon. Ved å bruke historiske eksempler viser han til at ulikhet fører til klientisme. Ledere og andre maktpersoner kan tilby beskyttelse til de svakeste i samfunnet, først og fremst for å beskytte seg selv. Et eksempel han bruker på dette er bydelslederen for det demokratiske partiet i Boston på 1920-tallet, Martin Lomasny. Velgerne til Lomasny var fattige immigranter, som gjerne befant seg på feil side av loven. Siden de hadde liten tro på rettssystemet, som favoriserte personer med nok penger til en god advokat, kom de til Lomasny for å søke frihet. Slik ble han deres livslinje mot et skjevt system, og han styrket makten sin ved å samle gjeld fra velgerne han hjalp.

I tillegg til å skape et beskytter-klient forhold, mener Uslaner (2005) at rike undergraver reguleringer og politiske og rettslige institusjoner i samfunnet for selv å dra nytte av det. Ved at de ikke blir ansvarliggjort vil vanlige borgere miste tilliten til systemet. Dette skaper en pessimisme for fremtiden, og moralen om å behandle andre ærlig svekkes. Denne argumentasjonen er på linje med You og Khagram (2005), som mener at et korrupt system baner vei for en følelse av avmakt, og at dette i utgangspunktet kommer av at rike har betalt seg vei opp og frem.

I motsetning til de mange institusjonelle forklaringene på korrupsjon, baserer Uslaner (2005) det meste av argumentasjonen sin på et nedenfra-og-opp perspektiv. Veien fra ulikhet til

korrupsjon går via svekkelsen av generell tillit³. Generell tillit vil si at det er tillit ulike grupper i mellom, i motsetning til spesialisert tillit hvor man bare stoler på sin egen type. Selve den korruperte handlingen baserer seg på et tillitsforhold mellom de involverte ved at man forventer å få noe igjen for de transaksjonene man gjør. Dette er ikke tillit av den generelle typen, men av den spesialiserte. Ved høy grad av generalisert tillit har man en oppfattelse av at mange andre er en del av ditt moralske samfunn, og at det er et felles bånd og felles skjebne mellom ulike klasser og raser. Dette er lettere å oppnå i et samfunn med høy grad av inntektslikhet. Putnam (1993) går så langt som å hevde at tillit ikke vil utvikle seg i et svært lagdelt samfunn⁴. Ved stor ulikhet vil det skje en økt inn-gruppe identitet og en svekket ut-gruppe identitet. For eksempel kan fattige utvikle tillit til hverandre, men ikke til de rike, og de moralske kostnadene ved å lure en annen gruppe vil være små. I følge amerikanske tall er det vist at den sterkeste indikatoren på tillit er økonomisk ulikhet (Uslaner, 2005). Dette gjelder både på tvers av stater og over tid. Siden Uslaner (2005) mener at generalisert mistillit øker den spesialiserte tilliten, vil korrupsjonsnivået bare øke i samhandling mellom to ulike grupper, mens det vil avta innen en gruppe. Hvorvidt ulikhet øker korrupsjon på et generelt nivå vil da komme an på hvilke transaksjoner som i størst grad finner sted (Begovic, 2006). Siden politiske institusjoner tross alt er lettere å endre enn verdier og økonomiske faktorer som ulikhet, gir en institusjonstilnærming et større håp for anti-korrupsjonsarbeid. Uslaner (2005) står derfor med sin hovedsaklige ikke-institusjonelle forklaring på korrupsjon for et pessimistisk syn i forhold til å håndtere problemet.

I den empiriske analysen til Uslaner (2005) har han estimert et simultant likningssystem. Han finner ingen direkte sammenheng mellom ulikhet og korrupsjon. Den eneste regresjonen som viser en moderat og signifikant sammenheng mellom disse variablene er der hvor han utelater kommunistiske eller tidligere kommunistiske land, som både har mye korrupsjon og mindre ulikhet enn mange andre områder. Hovedfunnet til Uslaner (2005) er at ulikhet ser ut til å ha en indirekte effekt på korrupsjon. Ved å bruke et mål på generalisert tillit fra World Values Survey, finner han at stor grad av ulikhet indikerer mindre tillit og at dette i neste omgang predikerer mye korrupsjon.

³ Jennifer Hunt (2004) finner også at tillit lettere utvikler seg i små samfunn, hvor man etablerer skikkelige nettverk, og at dette fører til mindre bestiktelser.

⁴ Se Uslaner (2005) for denne referansen.

Dataene han bruker på ulikhet er fra Deininger og Squire for 1996, mens korrupsjonsindeksen er fra TI for 2004. Selv om Uslaner (2005) påstår at korrupsjon er svært stabil over tid, ville det forbedret analysen å bruke tidsperioder nærmere hverandre eller eventuelt ta gjennomsnittet over flere år. Han bruker instrumenter i analysen, men nevner ikke hvilke instrumenter han bruker til hvilke variabler. Dette gjør det vanskelig å avgjøre kvaliteten av resultatene, selv om R^2 er tilfredsstillende høye.

2.2 Ulikhet som utslag av korrupsjon

I tillegg til at det finnes teorier og empiri som underbygger at ulikhet bør føre til mer korrupsjon, finnes det teorier og empiri som hevder at kausaliteten går andre veien; korrupsjon øker graden av ulikhet.

Gupta et al. (2002) presenterer flere kanaler fra korrupsjon til ulikhetsnivå, i tillegg til en empirisk analyse. Det første elementet i deres argumentasjon er betydningen av skattesystemet. Ved å betale skatteinspektører for å overse skattefusker, få innflytelse over skattereguleringer eller liknende, kan skatteinntektene reduseres og progressiviteten av skattesystemet svekkes. Dette er gitt at det er de rike som rømmer fra skattebyrdene sine, slik at det blir en uproporsjonal favorisering av de velstående med et godt utbygd nettverk og mange kontakter. Gupta et al. (2002) begrunner ikke hvorfor man antar at det er de rike som unndrar skatt. Men det kan være rimelig å anta dette i land hvor en stor andel av arbeidsstyrken ikke har noen formell jobb eller eiendom som krever skattebetaling.

I land hvor skatteinntektene er redusert som følge av korrupsjon hos skattemyndighetene vil naturligvis det økonomiske grunnlaget for finansiering av offentlige tjenester og sosiale programmer gå ned. Dette kan ha uheldige konsekvenser for de fattigste av flere årsaker. Visse tjenester, som utdanning og helse, bør i stor grad være offentlig finansiert for å nå de dårligst stilte, siden de gjerne ikke har midler til å bruke det private markedet. I tillegg kan de som har råd til å betale seg frem i den offentlige køen legge beslag på ressurser som ikke nødvendigvis kommer de som trenger det mest til gode. En annen faktor som Gupta et al. (2002) går igjennom i forhold til korrupsjon og ulikhet, handler om usikkerhet og faktorakkumulasjon. Hvis spillereglene i et korrupt land er uklare og vridd mot de med mange og gode kontakter, så vil de resterende møte en høyere risiko i investeringsbeslutninger. Dette gjør at forventet avkastning blir høyere for de med godt utbygd nettverk. De sier imidlertid

ingenting om hvordan spillereglene øker usikkerhet og risiko, eller hvorfor man skulle tro at de er vridd mot velstående.

Begovic (2006) stiller spørsmålet om de rike og de fattige møter samme type korrupsjon. Hvis det er antatt at de gjør det, så vil spørsmålet være om det er mulig å prisdiskriminere mellom de ulike inntektstgruppene. Ved perfekt prisdiskriminering vil man bli avkrevd bestikkelse etter betalingsevne, og ulikheten vil være uendret.

Li et al. (2000) har i en empirisk analyse over 47 land funnet at det er en sammenheng mellom korrupsjon og ulikhet som reflekteres i en omvendt U-kurve. Det vil si at det er mest ulikhet ved middels mye korrupsjon. Gupta et al. (2002) finner i sin regresjonsanalyse at høyt korrupsjonsnivå har en sammenheng med stor grad av ulikhet. For analyser basert på minste kvadrats metode er resultatene signifikante helt til man inkluderer realverdien av BNP per capita. Inntektsnivået er en signifikant forklaringsvariabel til korrupsjon (se blant annet Treisman, 2006, You og Khagram, 2005 og Svensson, 2005), og ved å utelate dette som en kontrollvariabel på ulikhet vil estimatene på korrupsjon kunne bli forventningsskjevne. For å teste sensitiviteten til analysen gjør de derfor en instrumentvariabelanalyse, og denne gir signifikante resultater for korrupsjon også etter at inntektsnivået er inkludert. Gyimah-Brempong (2002) har gjort en analyse for afrikanske land og resultatene indikerer at korrupsjon er positivt korrelert med inntektsulikhet. Dincer og Gunalp (2008) finner i sin analyse for USA at korrupsjon øker ulikhet på tvers av de amerikanske statene. Til forskjell fra de andre bruker disse et korrupsjonsmål som er basert på antall domfellingene av offentlige tjenestemenn som kan knyttes til korrupsjon. En diskusjon av de ulike måtene å måle korrupsjon på kommer i kapittel 3.1.

Mer overraskende er resultatene som Andres og Ramlogan-Dobson (2008) kommer frem til. De har undersøkt sammenhengen mellom korrupsjon og ulikhet i Latin-Amerika, og finner at mindre korrupsjon har sammenheng med *høyere* ulikhet. Andres og Ramlogan-Dobson (2008) forklarer dette kontraintuitive funnet med privatisering. Etter 1930-tallet og andre verdenskrig ble Latin-Amerika drevet mot en selvhjelpspolitik basert på imports substitusjon. Hovedinstrumentene i denne politikken er kvoter, importlisenser, tariffen, rasjonalisering av utenlandsk valuta osv. Dette danner et miljø for korrupsjon og en vekst av offentlig sektor. På 1970-tallet begynte privatiseringsprosessen, og den markedsbaserte tilnærmingen førte til at særbehandlingen som staten ga under imports substitusjonsperioden gikk ned. Samtidig kan privatisering forverre ulikhet gjennom flere kanaler. I industrien ble permitteringer vanlig i et

forsøk på å effektivisere og øke fortjenesten. En økning i arbeidsledigheten skader den lavere økonomiske klasse direkte, og uten vedvarende fratredelsesgodtgjørelse vil inntektsulikheten øke. I tillegg vil prisene på tidligere offentlige varer ofte stige, og de med lavest inntekt i utgangspunktet har gjerne dratt hovednyttene av disse varene.

3. Dataene i analysen

For å gjøre en empirisk analyse er man avhengig av å bruke pålitelige data. I dette kapitlet vil det derfor diskuteres hvorvidt data for korrupsjon og ulikhet måler hva de skal, i tillegg til at de ulike instrument- og kontrollvariablene presenteres.

3.1 Korrupsjonsdata

Sammenliknet med en del andre forhold knyttet til økonomi og ikke minst naturvitenskap, er det en stor utfordring å fremskaffe et godt mål på korrupsjon. Det er mange grunner til at dette er krevende. Skal man måle antall korrupte transaksjoner, hvor store pengesummer som er involvert eller hvilken betydning handlingene kan ha for samfunnet for øvrig? Hvordan skal man vektlegge å betale en politibetjent tjue dollar for å slippe en trafikkbot i forhold til storskala politisk korrupsjon? Omfatter korrupsjon i Nigeria det samme som i Norge? Hvor går grensen mellom uskyldig kameraderi og korrupsjon?

Hovedutfordringen ligger i hvordan man skal avdekke korrupte handlinger. Ideelt skulle man hatt objektive mål for korrupsjon før man brukte dem i empiriske tverrsnittsanalyser. Et slikt mål kunne vært antall politianmeldelser eller saker oppe i rettsystemet. Det er imidlertid problematisk å basere et korrupsjonsmål på dette, siden vi vet at politiet i en rekke land selv er korrupte og at det kun er en brøkdel av sakene som kommer opp for en domsstol. Mørketallene vil dermed være høye og svært vanskelige å beregne. I tillegg vil nok et slikt mål heller reflektere politisk prioritet og kompetanse enn korrupsjon i seg selv.

Et mye brukt alternativ til disse objektive målene er indekser basert på oppfattede korrupsjonsnivåer. De fleste av disse er lagd ved å vekte ulike kilder som man til slutt aggregerer til en sammensatt indeks. Eksempler på slike mål er Transparency Internationals (TI) Corruption Perceptions Index (CPI) og Verdensbankens Worldwide Governance Indicator (WGI), som jeg skal komme tilbake til. De underliggende kildene er ulike eksperter, nasjonale og internasjonale forretningsfolks og vanlige innbyggers oppfatning av korrupsjonsnivåer (Maurseth, 2009). Å bruke subjektive mål for å tallfeste korrupsjon har flere svakheter. For det første er det vanskelig å vite om det faktisk er korrupsjon du måler, siden det ikke er snakk om direkte observasjoner. Spørsmålene som stilles til respondentene kan oppfattes på flere måter og gi rom for ulike tolkninger. Kulturelle forskjeller på tvers av land kan avgjøre om du oppfatter en handling som korrupt eller ikke. Dette kan også bli resultatet hvis det er toleranseforskjeller i forhold til korrupsjon mellom land, og gjør det vanskelig å beregne relative korrupsjonsnivåer på verdensbasis. For det andre dannes ikke den enkeltes oppfatning av omfanget av korrupsjon i vakuum, men i samspill med samfunnet rundt deg. Ulike grader av mediadekning, anti-korrupsjonskampanjer og prioritet på den politiske agenda påvirker hvor utbredt man oppfatter korrupsjon å være, uten at det nødvendigvis trenger å reflektere den reelle situasjonen. Ved aggregering av de ulike kildenes oppfatning av korrupsjon kan det derfor med god grunn settes spørsmålsteget ved om de svarer uavhengig av hverandre. I noen tilfeller skal utenlandske forretningsfolk svare på hva de tror om forholdene i et land. Dette kan tenkes å skape skjevheter ved at de kan være påvirket av en forutinntatt holdning om landet, eller ved at man har kjennskap til enkelte kulturer bedre enn andre. For det tredje kan det diskuteres i hvilken grad resultatene lar seg påvirke av hvem som spørres i undersøkelsene. Vil eliten av forretningsfolk ha samme oppfatning av korrupsjon som en tilfeldig husholdning? I tillegg kan det være slik at hvis enkelte grupper ser seg tjent med korrupsjon, vil det kunne redusere insentivene til å rapportere om høy oppfattelse av korrupsjon for å unngå fokusering på korrupsjonsbekjempelse.

Insentivproblemet er nært knyttet til det tredje alternativet i forhold til å måle korrupsjon, som er å spørre om man selv har deltatt i en korrupt handling i spørreundersøkelser. Siden korrupsjon per definisjon er ulovlig, er dette gjerne noe man helst vil skjule. Redsel for å bli straffet av myndighetene eller for at anti-korrupsjonspolitikken skal bli iverksatt kan gjøre at man ikke rapporterer egen korrupsjon. Så selv om dette er en mer direkte form for måling enn

ved kun å spørre om oppfattet nivå, lider også denne metoden av svakheter i forhold til å lage pålitelige data.

Det er altså ulike måleproblemer uansett hvilken korrupsjonsindeks man foretrekker. Jeg velger å bruke WGI-dataene som mål på korrupsjon, fordi disse dataene er mye brukt både innenfor forskning og politikk, og dekker et bredt spekter av land. Dekningen av land har gått fra 154 i 1996 til 207 i 2006, og i datasettene foreligger også konfidensintervaller over estimatene. Ansvarlige for prosjektet er Daniel Kaufmann, Aart Kraay og Massimo Mastruzzi, alle tilknyttet Verdensbanken. Indikatorene er publisert hvert andre år fra 1996 til 2002, og deretter årlig. Jeg vil bruke tilgjengelige data fra 1996 til 2000. Indikatorene fra WGI er normalfordelt, med et gjennomsnitt på 0 og standardavvik 1, og går fra -2,5 til 2,5. Høyere tallverdi signaliserer mindre oppfattet korrupsjon. I analysen har jeg standardisert den til å gå fra 0 til 1 for å få samme målestokk på alle kontinuerlige variable.

WGI er egentlig et seksdimensjonalt mål på styringskvaliteten i ulike land, hvorav korrupsjonskontroll utgjør en av dimensjonene. Det er kun dette målet jeg skal bruke, og ikke i sammenheng med noen av de fem øvrige. Siden indeksene er generert på tilsvarende måter kan de i realiteten tenkes å måle det samme fenomenet. Er dette tilfellet vil det bli en skjevhet i målingene. De individuelle kildene som ligger under indikatoren på korrupsjonskontroll er hentet fra et mangfold av survey institusjoner, tenketanker, ikke-statlige institusjoner og internasjonale organisasjoner (<http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.asp>). Både forretningsfolk, eksperter og vanlige borgere er brukt i undersøkelsene. Ved aggregering til en felles indikator blir de ulike kildene vektet med hensyn på graden av korrelasjon i forhold til hverandre. To kilder som er sterkt korrelert blir mer vektlagt enn to som har en svakere korrelasjon⁵. Fordelen ved å bruke aggregerte kilder er at man kan hente ut ekstra informasjon fra disse, men det forutsetter at det ikke er restleddskorrelasjon. Som jeg har vært inne på tidligere er det flere grunner til at observasjonene ikke nødvendigvis er uavhengige av hverandre. Kaufmann et al.(2007) mener likevel at korrelasjonen i feilledet mellom de ulike kildene er liten⁶.

⁵ For nærmere beskrivelse av hvordan indeksene er kalkulert, se <http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.asp>

⁶ Se Maurseth (2009) for denne referansen.

Korrelasjonen mellom TI og WGI er veldig høy, helt oppe i 0,98 i 2004 (Treisman, 2006). Jeg velger derfor å ikke bruke TI som et tilleggsmål på korrupsjon. I stedet vil jeg heller bruke data produsert av firmaet Political Risk Services (PRS) og som publiseres i International Country Risk Guide (ICRG). Disse dataene er basert på evalueringer av et ekspertisenettverk, og er tilgjengelige for alle år helt tilbake til 1980⁷. Jeg vil bruke tilgjengelige data i tidsrommet 1996 - 2000. Disse skal ikke måle opplevd korrupsjonsnivå, men risikoen for politisk korrupsjon, og de inkluderer både overdreven støtte, nepotisme (favorisering av familiemedlemmer), jobbreservasjoner, "favour-for-favours", hemmelig partifinansiering og mistenkelig nære bånd mellom politikk og forretning i sitt korrupsjonsbegrep. Skalaen går fra 0 til 6, hvor 6 er beste score. Som for WGI har jeg standardisert denne variabelen til å gå fra 0 til 1 i analysen. WGI dataene egner seg best til å gjøre tverrsnittanalyser og ikke tidsserieanalyser (Maurseth, 2009). Over tid har antall kilder og vektning av de ulike underliggende kildene i beregningen av WGI data blitt endret, slik at en endring i indeksen kan reflektere dette i stedet for reell forandring. Mange empiriske analyser har derfor benyttet seg av ICRG i stedet. Men også her finnes det uventede hopp i resultatene, som for eksempel at Frankrike plutselig faller fra en perfekt sekser til en firer i 1995, uten at noen spesiell hendelse eller endringer i forhold kan tilskrives dette (Treisman, 2006). Dette kan komme av at PRS har omkalibrert indeksene. Jeg vil derfor bruke gjennomsnittet for tidsperioden 1996-2000 for å dempe disse svingningene.

3.2 Økonomisk ulikhet

Økonomisk ulikhet er et begrep som vanskelig fullt ut kan fanges opp i en enkelt indikator og problemfritt sammenliknes på tvers av individer, grupper, land og tid. Hvem er for eksempel rikest av en som tjener flere dollar enn en annen, men som bor i et område med sterkt begrenset handlefrihet? Eller hvordan beregne ulikheten mellom Per og Pål når Per tjener mer enn Pål, men hvor dette forholdet snur etter fylte 30? Selv om det er åpenbart at det ikke finnes noe komplett mål for ulikhet, gir det likevel en indikasjon på ulikhetsnivået i et land å se på ulike indekser. Ray (1998, kap.6) nevner fire kriterier som må møtes for å lage en så god indikator på inntekstulikhet som mulig. For det første spiller det ingen rolle hvem som har

⁷ For mer informasjon om dataene, se http://www.prsgroup.com/ICRG_Methodology.aspx

inntekten. Om Per eller Pål tjener mest har ingen betydning. Dette er ekvivalent med å kunne rangere en inntektsfordeling fra fattigst til rikest. For det andre skal befolkningsstørrelsen være uten betydning, alt blir normalisert til prosent. For det tredje er det relativ, og ikke absolutt inntekt som er av interesse når det er snakk om ulikhet. Det siste kriteriet blir kalt Dalton-prinsippet. En inntektsoverføring fra en ”fattigere” til en ”rikere” person er en regressiv overføring, og Dalton-prinsippet sier at hvis en inntektsfordeling kan oppnås fra en annen ved en rekke regressive overføringer vil denne nye fordelingen nødvendigvis være mer ulik enn den opprinnelige.

En måte å måle ulikheten i et samfunn på og som tilfredsstillende alle de ovennevnte kravene, er ved hjelp av Lorenz-kurver. Disse kan illustreres grafisk. Hvis man organiserer personer etter økende inntekt, vil man på den horisontale akse ha kumulativ andel av befolkningen, mens man på den vertikale akse har kumulativ inntekt. Lorenz-kurven begynner og ender på 45 graders linjen. Hvis alle hadde samme inntekt ville Lorenz-kurven ligge på 45 graders linjen, mens den vil bue ut mer og mer ned til høyre ved økende ulikhet.

Gini-koeffisienten er et mål på inntektsulikhet som intuitivt kan forstås ut i fra Lorenz-kurven. Denne måler arealet mellom Lorenz-kurven og 45 graders linjen i forhold til arealet av triangelet under 45 graders linjen⁸. Det vil med andre ord si at jo større ulikhet, jo mer buet Lorenz-kurve og jo høyere Gini-koeffisient. Fordelen med Gini-koeffisienten i forhold til Lorenz-kurven er at den resulterer i et tall mellom 0 og 100, slik at den blir lettere å rangere. Man skal likevel være oppmerksom på at to Lorenz-kurver kan krysse, og at det da ikke nødvendigvis er gitt hvem som har størst ulikhet, selv om Gini-koeffisientene har forskjellige verdier.

I denne oppgaven vil jeg bruke Gini-koeffisienten som mål på ulikhet, og dataene er hentet fra ”Standardized World Income Inequality Database” (SWIID). I følge Solt (2008) lider tidligere data på ulikhet av en avveining mellom dekningsgrad og sammenliknbarhet mellom land. Både ulike definisjoner på ulikhet og forskjellige referanseenheter (personer, husholdninger etc.) gjør det problematisk å sammenlikne ulikhetsdata mellom observasjoner. SWIID-prosjektet prøver å overkomme disse begrensningene ved å øke sammenliknbarheten av tilgjengelige data. Som utgangspunkt bruker han World Income Inequality Database (WIID),

⁸ For en beskrivelse av hvordan Gini-koeffisienten regnes ut, se Ray (1998, kap.6)

utgitt mai 2008. WIID baserer seg på mange kilder, inkludert de to mest brukte, Luxembourg Income Study (LIS) og Deininger og Squire (1996). LIS er kjent for sine standardiserte data som er relativt uproblematisk å sammenlikne, men dekker dessverre ikke mer enn 30 land, hvorav nesten alle er blant verdens rikeste. Deininger og Squire har kombinert mange datasett og evaluert kvaliteten av disse. Dette dreier seg om mange observasjoner, men kan ikke uten videre sammenliknes. Selv om WIID er en forbedring i forhold til tidligere data, dekker den likevel ikke mer enn 71 land. Solt (2008) bruker kort fortalt en ”missing-data” algoritme for å standardisere WIID⁹. Resultatet er sammenliknbare Gini-koeffisienter for netto- og bruttoinntektsulikhet for 153 land over så mange år som mulig fra 1960 til i dag. Usikkerheten i estimatene er relativt liten. Mer enn 85 % av observasjonene har standardfeil under 3 poeng på en 0-100 Gini-skala.

Jeg er først og fremst opptatt av å kartlegge sammenhengene mellom korrupsjon og initial ulikhet, og vil derfor bruke bruttoverdiene til Gini-koeffisienten. Det er disse verdiene jeg refererer til senere i oppgaven hvis ikke annet er nevnt. Nettoulikheten drar også med seg en skatte- og omfordelingsfaktor, som igjen kan føre til skjevheter i regresjonene.

3.3 Instrumentvariabler

For at et instrument i analysene mine skal være gyldig, må det være korrelert med ulikhet, men skal ikke påvirke korrupsjon annet enn via inntektsulikhet. Dette blir nærmere beskrevet i kapittel 4.2.2. Easterly (2007) har gjort et forsøk på å instrumentere ulikhet ved å bruke faktorbeholdninger for ulike land. Beholdningen av jord som er passende til hveteproduksjon relativt til beholdning av jord passende til sukkerproduksjon (*lnwhsug*) er antatt å skulle predikere ulikhet. Grunnen til at han bruker beholdning av denne dyrkbare marken, og ikke faktisk produksjon er at produksjonen vil være endogen, mens beholdningen vil være eksogen. Easterly finner likevel en signifikant sammenheng mellom produksjon og tilgang på dyrkbar jord til både sukkerroer og hvete. En høy andel jord egnet til hvete relativt til jord egnet til sukkerroer, er korrelert med jordeierskap dominert av familiegårder (Easterly, 2007). De to økonomihistorikerne Engermann og Sokoloff hevder at det er en sammenheng mellom

⁹ For en detaljert beskrivelse av fremgangsmåte, se Solt (2008)

andel familiegårder og mindre ulikhet¹⁰. Sukkerroer er en arbeidsintensiv avling og siden det krever billig arbeidskraft for å være lønnsomt, har slavedrift vært nært knyttet til sukkerproduksjon. Latin-Amerika har historisk sett brukt mye slaver som arbeidskraft, og har vært preget av høy ulikhet. Nord-Amerika har derimot en større andel familiegårder og høyere grad av økonomisk likhet. Spørsmålet blir om denne historiske ulikheten kan reflektere graden av ulikhet i dag. Easterly (2007) hevder at dette er tilfellet.

For å vurdere om instrumentet påvirker korrupsjon annet enn via ulikhet, må man ta i bruk både teori og økonometrisk testing. Den økonometriske delen blir beskrevet i kapittel 4.2.2 om instrumentenes gyldighet, og blir vurdert løpende gjennom instrumentvariabelanalysen. Siden slavedrift historisk sett har vært utbredt i Latin-Amerika, mens familiegårder har vært vanligere i Nord-Amerika, kan det tenkes at *lnwhsug* også kan fange opp regionale forskjeller i tillegg til ulikhet. Normer, kulturforskjeller, holdninger og en historie med ulikt korrupsjonsnivå kan derfor være blant de potensielle problemene ved bruk av *lnwhsug* som instrument. I tillegg kan sukker og hvete ha forskjellige verdensmarkedspriser, slik at det også kan gå en effekt via inntektsnivå. Det virker imidlertid lite sannsynlig at disse naturressursene skal utgjøre så betydelige andeler av BNP at det skal ha noen innvirkning. Easterly (2007) har brukt dette som instrument på ulikhet i en analyse med institusjoner som avhengig variabel. Et aspekt av institusjonskvalitet er korrupsjon, slik at instrumentet bør være gyldig også ved korrupsjonsregresjoner.

Det vil uansett være et diskusjonsspørsmål om man kan anta at instrumentene er eksogene. For at ikke hele analysen skal hvile på gyldigheten av et enkelt instrument, innfører jeg et i tillegg som jeg kan sammenlikne med og bruke videre i analysen. Her følger jeg eksempelet til You og Khagram (2005) og Leigh (2006), og bruker voksen kohortstørrelse relativt til befolkningen mellom 15 og 64 år som instrument for ulikhet (*mature*). Higgins og Williamson (1999) viser at den relative størrelsen av kohorten 40-59 år i forhold til 15-64 år gir en god prediksjon på ulikhet på tvers av land og innen USA¹¹. Dette er begrunnet med at store kohorter har en tendens til å tjene relativt lite, slik at når denne kohorten ligger på toppen av inntektskurven (etter alder), så vil ulikheten reduseres (You og Khagram, 2005). Disse tallene kan imidlertid også reflektere forventet levealder, som igjen kan gjenspeile

¹⁰ Referert til av Easterly (2007)

¹¹ Referert til av You og Khagram (2005) og Leigh (2006)

inntekstnivåene på tvers av land. Siden vi vet at BNP per capita er en av de faktorene som i størst grad er korrelert med korrupsjon, vil dette kunne skape utfordringer for eksogenitetsbetingelsen. Det kan også være generasjonsforskjeller i holdninger til korrupsjon, men You og Khagram (2005) henviser til at World Values Surveys data ikke gir signifikante ulikheter i holdninger til korrupsjon mellom aldersgruppen 40-59 og resten av befolkningen.

Dataene jeg har brukt på jord egnet til hvete i forhold til jord egnet til sukker kommer fra "Global Agro-Ecological Zones" (GAEZ) systemet 2000, utviklet av FAO (FN's "Food and Agriculture Organisation") i samarbeid med IIASAC (International Institute of Applied Systems Analysis). Dataene er beregnet ved rådføring fra eksperter og jordbruksforskningsinstitutter. Der hvor det har vært mulig har det blitt sammenliknet med tilgjengelige forskningsdata og jordbruksstatistikk (<http://www.fao.org/ag/AGL/agll/gaez/index.html>). Den dyrkbare marken tar i betraktning jordsmonn, nedbørmengde, temperatur og høyde. Jeg har beregnet $lnwhsug$ som $\ln [(1+\text{andel dyrkbar mark passende til hvete})/(1+\text{andel dyrkbar mark passende til sukkerroer})]$ i tråd med You og Khagram (2005). GAEZ deler opp hvor egnet en plante er til jorden i ulike kategorier. Jeg har ut fra dette definert dyrkbar mark som "veldig passende + passende + moderat passende" til den aktuelle planten.

For relativ kohortstørrelse har jeg tall fra US Census Bureau's internasjonale database. Dette byrået bruker demografer som evaluerer et stort spektrum av data, inkludert folketellinger, surveys, statistikk utgitt av nasjonale statistikkontorer og data på internasjonale migrasjons- og flyktningstrømmer (<http://www.census.gov/ipc/www/idb/tables.html>). Jeg har brukt data for 1996, og har beregnet relativ størrelse på befolkningen mellom 40 og 59 år i forhold til 15 til 64 år for alle tilgjengelige land.

3.4 Kontrollvariable

Inntektsnivå

For en bedre sammenlikning av inntektsnivået på tvers av land kan man måle bruttonasjonalproduktet ved å bruke kjøpekraftsparitet (PPP, etter "Purchasing Power Parity"). Enkelt forklart blir da nasjonalinntekten beregnet ved å verdsette produksjonen i forhold til internasjonale priser. Disse prisene er konstruert ved å ta gjennomsnittet av prisene

på tvers av land til en enorm handlekurv med varer og tjenester. Som mål på inntektsnivå bruker jeg logaritmen til landets bruttonasjonalprodukt (BNP) per capita, målt ved PPP og for konstant internasjonal dollar (år 2000). Dataene er hentet fra Verdensbankens ”World Development Indicators” (WDI), og jeg har brukt data for 168 land i perioden 1996-2000.

Protestantisme

Tallene for religion har jeg hentet fra La Porta et al (1999). Her har de identifisert andelen av befolkningen i hvert land som enten er romansk katolsk, protestantisk eller muslim i 1980. For nyere stater har data vært tilgjengelig fra 1990-1995. Jeg har valgt å definere et land som protestantisk hvis det er 30 % eller mer av befolkningen som er protestantiske, og har laget en dummyvariabel for dette som jeg bruker i analysen.

Rettsopphav

Dummyvariablene for ulike lands rettsopphav har jeg også hentet fra La Porta et al. (1999). Det er fem mulige rettsopphav: britisk, fransk, tysk, skandinavisk og sosialistisk. For å unngå en dummy variabel felle har jeg latt fransk være den utelatte variabelen.

Naturressurser

Som mål på naturressurser har jeg brukt et mål på energiutvinning og et på mineralutvinning. De er beregnet som produktet av enhetspris ganger kvantum. Begge er hentet fra WDI, og er presentert som % av Bruttonasjonalinntekt. Energi refererer til råolje, naturgass og kull mens mineral refererer til bauxitt, kopper, jern, bly, nikkel, fosfat, tinn, sink, gull og sølv.

Demokrati

Data på demokrati er hentet fra Polity IV – prosjektet. Jeg har brukt perioden 1996-2000, som inkluderer 146 land. Sammensetningen består av seks komponenter som måler nøkkelkvalitetene til rekruttering av den utøvende makt, betingelser på ledelsesautoritet og

politisk konkurranse (<http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.html>). Denne variabelen går fra -10 til 10, hvor 10 er mest demokratisk. Som for de andre variablene er den i analysen standardisert til å gå fra 0 til 1.

Åpenhet

Som mål på åpenhet har jeg brukt eksport + import som andel av BNP. Dataene er hentet fra WDI, og jeg har brukt perioden 1996-2000.

Føderalisme

Data på føderalisme har jeg hentet fra Treisman (2000), som har konstruert en binær variabel basert på følgende definisjon av føderale stater¹²:

”i)[at least] two levels of government rule the same land and people, ii) each level has at least one area of action in which it is autonomous and iii) there is some guarantee (even though merely a statement in the constitution) of the autonomy of each government in its own sphere.”

Tillit

Som mål på tillit har jeg brukt en indikator fra World Values Survey. Denne dekker 52 land for ulike år i tidsperioden 1994-1999, og mer enn 75 000 respondenter har deltatt i undersøkelsene. Målet utgjør hvor mange prosent som svarer ja på spørsmålet om folk flest er til å stole på (i motsetning til om man ikke kan være forsiktig nok).

¹² Dette er en definisjon av Elazar (1995) og Riker (1964), referert til av Treisman(2000)

4. Metodene

I dette kapitlet skal jeg gå igjennom de to metodene jeg vil bruke for å analysere effekten av ulikhet på korrupsjon. Først kommer et avsnitt om minste kvadrats metode. Her vil jeg vektlegge hvilke forutsetninger som må ligge til grunn for at analysene skal være pålitelige. I neste underkapittel kommer en gjennomgang av instrumentvariabelanalyse og en beskrivelse av statistiske tester for instrumentenes gyldighet.

4.1 Minste kvadrats metode

Første del i den empiriske analysen vil være en tverrsnittsregresjon hvor estimatorene beregnes ved minste kvadrats metode (OLS, etter "Ordinary Least Square"). Regresjonslikningen jeg vil bruke er:

$$(4.1) \text{ korrupsjon}_i = \alpha + \beta_1 \text{gini}_i + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + u_i, \text{ hvor } i = 1, 2, \dots, n \text{ og } k \text{ er de ulike}$$

kontrollvariablene.

OLS-estimatoren velger regresjonskoeffisient slik at den estimerte regresjonslinjen er nærmest mulig observasjonene. Estimatorene til de ulike variablene noteres $\hat{\beta}_k$.

4.1.1 Antakelser

Det finnes ingen fasit på hva som er en god estimator for de ulike regresjonskoeffisientene, men for at OLS skal gi forventningsrette og konsistente estimater er det fire antakelser som bør holde. Disse antakelsene er (Stock og Watson, 2007):

1. Den betingede fordelingen av u_i gitt $gini_i, X_{2i}, X_{3i}, \dots, X_{ki}$ har et gjennomsnitt på 0.

For gitte verdier av høyresidevariablene betyr det at noen ganger ligger det virkelige korrupsjonsnivået over regresjonslinjen, og andre ganger under, men i gjennomsnitt vil det ligge på linjen. Forventningsverdien til u_i blir derfor 0 og OLS estimatoren blir forventningsrett. Det er mange grunner til at dette ikke nødvendigvis holder. For eksempel kan det være utelatte kontrollvariable som resulterer i skjevheter. Den beste løsningen på dette ville være å inkludere alle, men både datatilgjengelighet og kunnskap om hvilke ekstra variable man ser etter, begrenser denne muligheten. En annen grunn til at OLS-antakelsen ikke nødvendigvis holder, er at det kan være feil i høyresidevariablene, slik at de blir målt unøyaktig og er korrelert med restleddet. Dette er som nevnt i datakapittelet et mulig problem i denne analysen. En tredje mulighet for at regressoren kan være korrelert med restleddet er faren for simultan kausalitet. Det vil altså si at ulikhet påvirker korrupsjon, men også at korrupsjon påvirker ulikhet. OLS vil plukke opp begge disse effektene og overestimere koeffisienten foran *gini* hvis det også er slik at ulikhet er en konsekvens av korrupsjon så vel som en årsak. For å redusere sjansene for at utelatte variabler skal føre til skjevheter, vil jeg inkludere kontrollvariable som i tidligere undersøkelser er signifikante determinanter til korrupsjon (for eksempel Treisman, 2000, You og Khagram, 2005).

2. ($gini_i, X_i, \dots, X_{ki}, korrupsjon$), $i = 1, \dots, n$ er uavhengige og identisk fordelte, tilfeldige variable.

Dette handler om hvordan utvalget av observasjoner er trukket. Hvis observasjonene er trukket tilfeldig fra populasjonen, holder denne antakelsen automatisk, og restleddene vil være stokastiske. Som vi så i kapittel 3 diskuteres det hvorvidt de ulike variablene kan tenkes å være uavhengig trukket og hva de faktisk måler. Siden korrupsjonsdataene er basert på ulike kilders vurdering av nivåene til korrupsjon i de ulike landene, vil det kunne være avvik fra

denne antakelsen. For eksempel vil anti-korrupsjonskampanjer eller mediefokus kunne påvirke oppfattelsen av korrupsjon, slik at de ulike observasjonene ikke vil være uavhengige av hverandre. En annen faktor er at det ikke er tilfeldig hvem som spørres, men at det ofte er forretningsfolk.

For å teste for en eventuell skjevhet i korrupsjonsdataene vil jeg i tillegg til å bruke WGI-data fra Verdensbanken også inkludere ICRG for å se om det endrer resultatene. Hvis det ikke er signifikante forskjeller vil det styrke antakelsen jeg implisitt gjør her i forhold til at dataene er uavhengige og identisk fordelte. For å redusere betydningen av at det kan være andre forhold i samfunnet enn korrupsjon som endrer verdiene av oppfattet korrupsjon, vil jeg ta gjennomsnittsverdien over hele perioden. Dette vil ikke kontrollere for forhold som er spesifikke i enkelte land og som er stabile over tid, men kan redusere virkningen av forbigående mediekampanjer eller liknende.

3. Enkeltobservasjoner langt utenfor normal skala er usannsynlig.

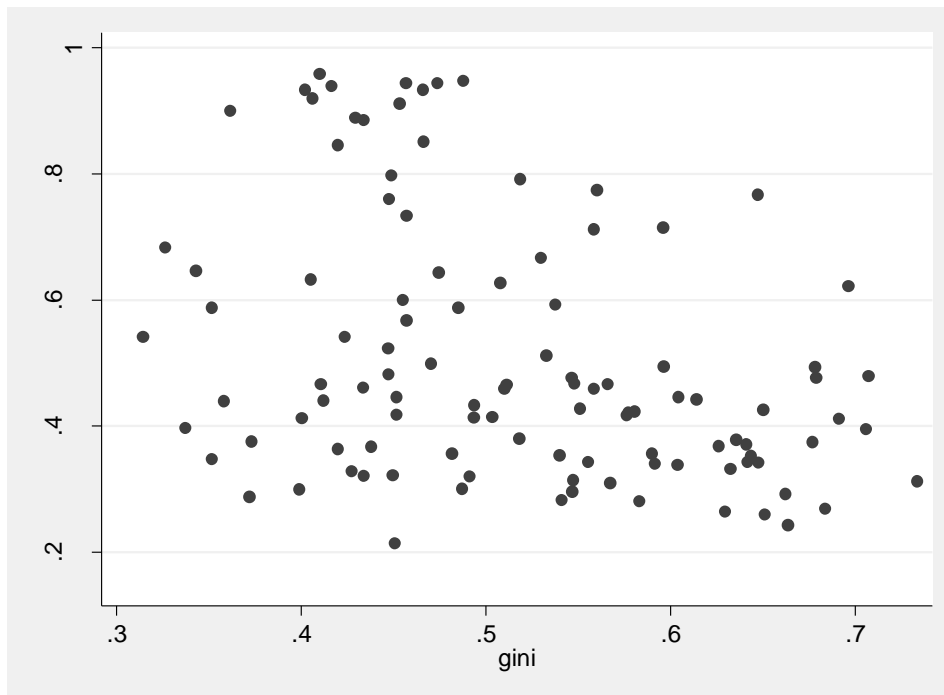
OLS estimatorene er sensitive for ekstremverdier av enkeltobservasjoner, og kan føre til at regresjonskoeffisientene blir misvisende. Hvis dette forekommer i datasettet vil observasjonen droppes. Et enkelt scatterplot (Figur 1) av de to hovedvariablene, korrupsjon og ulikhet viser at det ikke er noe problem med unormale enkeltobservasjoner disse i mellom. I regresjonene hvor jeg kontrollerer for naturressurser er Norge, Chile og Papa New Guinea utelatt på grunn av ”unormale” verdier.

4. Ingen perfekt multikollinearitet.

Perfekt multikollinearitet vil si at en av regressorene er en perfekt lineær funksjon av en de andre regressorene. Hvis dette er tilfelle vil det være umulig å beregne OLS-estimatorene. Perfekt multikollinearitet oppstår som regel ved at man i realiteten måler det samme fenomenet to ganger. For eksempel vil andel av eksport + import av BNP og % av eksport + import av BNP måle det samme og føre til perfekt multikollinearitet. En annen mulighet for at problemet skal dukke opp er ved bruk av dummy variabler som regressorer. Hvis det er et bestemt antall binære variabler, hver observasjon faller i en og bare en kategori, regresjonen

har et skjæringspunkt og alle de binære variablene er med i regresjonen så vil man ha en situasjon med perfekt multikollinearitet, en såkalt dummy variabel felle.

Figur 1. Korrupsjon og ulikhet



Den eneste begrensningen som legges på u_i i disse forutsetningene er at $E(u_i) = 0$. Hvis variansen til den betingede fordelingen av u_i gitt X_i , $\text{var}(u_i | X_i = x)$, er konstant for $i = 1, \dots, n$ og spesielt ikke avhenger av x , er restleddet homoskedastisk (Stock og Watson 2007, kap.5). Hvis ikke er det heteroskedastisk. Antakelsene for minste kvadrats metode gjelder både homo- og heteroskedastisitet, men om u_i er heteroskedastisk vil standardfeilene ikke være pålitelige, og t-statistikken vil ikke være standard normalfordelt. Jeg har sjekket at resultatene mine holder både ved bruk av vanlige standardfeil og standardfeil som er robuste for heteroskedastisitet. I analyseresultatene er det vanlige standardfeil som er oppgitt.

4.2 Instrumentvariabelanalyse

Som vi så i forrige kapittel om OLS, innebar antakelsene at regressoren ikke skulle være korrelert med restleddet. Siden denne antakelsen potensielt ikke holder vil jeg også bruke instrumentvariabelregresjon som kan gi en løsning på utelatte variable, målefeil og simultan kausalitet

4.2.1 Beskrivelse av metoden

Man kan se for seg at ulikhet består av to deler, en del som er ukorrelert med restleddet, og en mer problematisk del som er korrelert med u_i . Prinsippet i instrumentvariabelanalyse er at man finner minst en ekstra variabel (instrumentet), som skal isolere den delen av bevegelsen i *gini* som er ukorrelert med u_i . Basert på denne problemfrie delen oppnår man en konsistent estimator på regresjonsfunksjonen.

For at et instrument skal være gyldig, er det to betingelser som må holde (Stock & Watson 2007):

- i) Instrumentet må ha relevans. Det vil si at korrelasjonen mellom instrumentet og ulikhet i dette tilfellet, er forskjellig fra null. Variasjonen i instrumentet er med andre ord relatert til variasjonen i ulikhet.
- ii) Instrumentet må være eksogent. Det vil si at korrelasjonen mellom instrumentet og restleddet må være lik null, og at den eneste påvirkningen fra instrumentet til korrupsjon er gjennom ulikhet.

Instrumentvariabelmodellen består av fire typer variable. Den avhengige variabelen, *korrupsjon*, er som før. Det nye er at det er en potensielt endogen regressor som vi skal instrumentere, i dette tilfellet *gini*. I tillegg kan vi ha eksogene variable som ikke er korrelert med u_i . Dette er de ulike kontrollvariablene X_{2i}, \dots, X_{ri} . Til sist er det instrumentvariablene, som her er *lnwhtsug* og *mature96*, notert Z_{1i} og Z_{2i} . For at det skal være mulig å gjøre en instrumentanalyse må det være minst like mange instrumenter (m) som endogene regressorer (k). Hvis $m=k$ sier vi at modellen er eksakt identifisert, mens den ved $m>k$ er overidentifisert. I mitt tilfelle er den altså overidentifisert siden jeg har to instrumentvariabler og en endogen regressor.

Regresjonskoeffisientene beregnes ved hjelp av ”to stegs minste kvadrats metode” (TSLS, etter ”two stage least square”). Det første av disse to stegene består i at man skal gjøre en regresjon av *gini* med hensyn på Z_{1i} , Z_{2i} og de eksogene variablene X_{2i}, \dots, X_{ri} ved OLS. Vi får da en beregnet verdi på den endogene regressoren, $gini^{\wedge}_i$.

$$(4.2) \text{ gini}_i = \pi_0 + \pi_1 Z_{1i} + \pi_2 Z_{2i} + \pi_3 X_{2i} + \dots + \pi_{2+r} X_{ri} + v_i, \text{ hvor } v_i \text{ er feilledet som er}$$

korrelert med u_i

Som for alle andre OLS beregninger er $gini^{\wedge}_i$ antatt å være ukorrelert med feilledet, v_i . I andre steg av beregningen bruker man de predikerte verdiene til å estimere sammenhengen mellom ulikhet og korrupsjon:

$$(4.3) \text{ korrupsjon}_i = \beta_0 + \beta_1 gini^{\wedge}_i + \beta_{2i} + \dots + \beta_{1+r} X_{ri} + u_i.$$

$Gini^{\wedge}_i$ vil da være ukorrelert med u_i så lenge de andre regressorene er eksogene og tilstrekkelig nøyaktig målt.

4.2.2 Instrumentenes gyldighet

Den første betingelsen for gyldighet av instrumentene dreier seg om deres relevans, altså hvor mye av variasjonen i *gini* som er forklart av instrumentene. Hvis instrumentene forklarer lite av variasjonen i *gini* vil jeg ha et problem med svake instrumenter. Ved svake instrumenter vil normalfordelingstilnærmingen til TSLS estimatoren være dårlig og ikke lenger pålitelig. Det kan være vanskelig å bedømme hvor relevant et instrument må være for å fungere tilstrekkelig bra i praksis. I en situasjon med en enkelt endogen regressor finnes det imidlertid en tommelfingerregel som sier at F-verdien fra det første av de to stegene i TSLS beregningen bør være over 10 (Stock og Watson 2007, kap.12). F-statistikken tester hypotesen om at π_1 og π_2 er 0 i likning (4.2), og jeg vil oppgi den i regresjonstabellene.

Det andre kriteriet for et gyldig instrument er om instrumentet er eksogent. Det vil si at instrumentene inneholder informasjon om korrupsjon som ikke er korrelert med restleddet u_i . Hvis det ikke holder vil TSLS estimatorene være inkonsistente på samme måte som for OLS. For å gjøre statistiske tester om eksogenitet virker rimelig, kreves det at koeffisientene er overidentifisert, det må altså være flere instrumenter enn endogene regressorer (Stock og

Watson, 2007). Jeg har derfor bare oppgitt p-verdier for regresjoner med begge instrumentene. Det er flere tester for overidentifiserende restriksjoner, og jeg vil utføre en Sargan test i Stata. Denne går ut på at man først regresserer \hat{u}_i^{TSLs} med hensyn på alle eksogene variable, det vil si alle instrumentene og kontrollvariablene:

$$(5.4) \hat{u}_i^{TSLs} = \delta_0 + \delta_1 \lnwhsug + \delta_2 mature96 + \delta_3 W_{1i} + \dots + \delta_{2+r} W_{ri}.$$

Fra denne likningen brukes R^2 , og teststatistikken er $S = N \cdot R^2$, hvor N er antall observasjoner (Kennedy 2003, kap.9). H_0 er at alle instrumentene er ukorrelerte med \hat{u}_i^{TSLs} og dermed rettmessig utelatt fra den estimerte likningen. Ved H_0 har S en χ^2_{m-k} -fordeling, hvor m er antall instrumenter og k er antall endogene variable (ibid). Ved p-verdier over 0.05 eller 0.1, alt ettersom hvilken signifikansverdi man velger, beholdes H_0 . Høye p-verdier indikerer at antakelsen om instrumentenes gyldighet er sikrere enn ved lave verdier. Jeg har inkludert p-verdien i alle analyser med overidentifikasjon, og vil komme med vurderinger underveis om jeg kan anta eksogenitet.

5. Analysen og resultater

I dette kapitlet vil jeg presentere resultatene for de ulike variantene av regresjonsanalyser jeg gjør. Dette inkluderer også flere sensitivitetstester som blant annet innebærer å gjøre analyser for forskjellige regioner, kontrollere for ulike grader av demokrati og å bruke to forskjellige korrupsjonsmål. Jeg vil også teste for to av teoriene i kapittel 2. Først vil jeg presentere resultatene beregnet med OLS, deretter presenteres TSLS-resultatene for flere av de samme analysene.

Analysen er gjort i Intercooled Stata 9.0, og tilretteleggelsen av dataene er i hovedsak gjort i Microsoft Excel. Datasettet inneholder observasjoner over tidsrommet 1996-2000, der det har vært tilgjengelig. Tidsrommet 1996-2000 er valgt på grunn av at datatilgjengeligheten til hovedregressoren, *gini* var størst i disse årene, med 109 land. Korrupsjonsdataene fra Verdensbanken (WGI) er tilgjengelige kun annethvert år i denne tidsperioden, og omfatter 145 – 174 land.

Korrupsjonsnivåene for forskjellige år kan være beregnet med ulikt antall kilder, eller forskjellige kilder, slik at de ikke uten videre kan la seg sammenlikne over tid. For å få en lengre tidsperiode og samtidig redusere sannsynligheten for at forbigående hendelser skal få for stor innflytelse på opplevd korrupsjonsnivå, bruker jeg gjennomsnittlig korrupsjon. På forhånd har jeg sjekket ut at resultatene jeg får ved å bruke hvert enkelt år i forhold til gjennomsnittet stemmer overens med hensyn til fortegn, og at de ligger i samme sjiktet (se tabell A1 i vedlegget). Når det gjelder høyresidevariablene bruker jeg verdier for 1996 (der jeg ikke har dummyvariabler) for å redusere muligheten for simultan kausalitet. Alle kontinuerlige variable er standardisert til å gå fra 0 til 1, med unntak av BNP, som i stedet har gjennomgått en logaritmisk transformasjon. Dette er gjort for å lette tolkningen av

regresjonskoeffisientene. Det er verdt å merke seg at høyere verdi på korrupsjonsindeksen indikerer mindre korrupsjon.

5.1 OLS-resultater

5.1.1 Hovedanalysen

Den første regresjonen uten kontrollvariabler viser at det er en negativ sammenheng mellom *gini* og gjennomsnittlig korrupsjon (se tabell 1, kolonne (i)). Øker *gini*-koeffisienten med 0.01, vil korrupsjonen i snitt gå opp 0.0073 enheter på en skala fra 0 til 1. Dette er signifikant på 1% nivå. R^2 er derimot lav, bare 0.13. R^2 defineres her som andelen av utvalgsvariansen til *korrupsjon_i* som forklares av *gini_i*. Denne går fra 0 til 1, og en R^2 verdi nær 1 indikerer at regressoren produserer gode estimater på den avhengige variabelen i utvalget. Variansen til OLS residualen (u_i) er dermed liten sammenliknet med variansen til den avhengige variabelen, i dette tilfellet korrupsjon.

I kolonne (ii) kontrollerer jeg for effekten av inntektsnivået. Ved å kontrollere for ln av BNP i 1996 reduseres effekten av inntektsulikhet betraktelig, fra en $\hat{\beta}_1$ verdi på -0.73 til en verdi på -0.09. Denne sammenhengen er ikke signifikant med en p-verdi på 0.47. Inntektsnivået har derimot en koeffisient på 0.33, og er signifikant på under 1 % nivå. Den høye koeffisienten på ln til BNP per capita stemmer godt overens med tidligere empiriske funn (blant annet Treisman, 2000, Treisman, 2006, Svensson, 2006 og Montinola og Jackman, 2002). Et høyt inntektsnivå kan redusere korrupsjon via flere kanaler, blant annet har det blitt foreslått økt spredning av utdanning, høyere lønninger i offentlig sektor, fri presse og demokratiske institusjoner (You og Khagram ,2005, Montinola og Jackman ,2002 og Treisman ,2006). Alt annet likt vil en prosent økning i BNP-nivå predikere en reduksjon i korrupsjonen på 0.0033. I lys av dette kan det se ut som om effekten av inntektsulikhet heller er effekten av inntektsnivå; rikere land har mindre korrupsjon og samtidig lavere grad av inntektsulikhet. R^2 har også økt betydelig, fra 0.13 til 0.69. Ved å inkludere flere regressorer vil R^2 automatisk øke, slik at dette målet på hvor passende modellen er, ikke nødvendigvis forteller så mye. I stedet kan vi se på ”adjusted R^2 ”. Dette er en modifisert versjon av R^2 som ikke automatisk

øker når flere regressorer inkluderes i modellen¹³. Denne har også økt kraftig, fra 0.12 til 0.69. Ved å inkludere inntektsnivå i modellen, forklarer altså regressorene mer av verdiene til korrupsjon i datautvalget enn ved bare å ha med inntektsulikhhet.

I kolonne (iii) har jeg inkludert en dummyvariabel for protestantisme, her definert som minimum 30% protestanter i et land. Denne variabelen har en koeffisient på om lag 0.14. Alt annet likt vil forskjellen i gjennomsnittelig korrupsjonsnivå mellom protestantiske og ikke protestantiske land vil være 0.14, hvor protestantisme indikerer mindre korrupsjon. Dette resultatet er signifikant på under 1% signifikansnivå. Koeffisient og signifikans på BNP endres lite, mens *gini* derimot igjen har blitt signifikant på 10% nivå. Treiman (2006) finner også en sterk og signifikant sammenheng mellom protestantisme og mindre korrupsjon. Protestantisme er en relativt egalitær og individualistisk religion. En forklaring på denne sammenhengen er derfor at familielojaliteten står svakere og faren for nepotisme (favorisering av familiemedlemmer) er mindre (Treisman, 2000).

I tabell 1, kolonne (iv) inkluderer jeg binære variabler for rettsopphav. For ikke å havne i en dummy variabel felle, har jeg utelatt kategorien *fransk*, og sitter igjen med *britisk*, *sosialistisk*, *tysk* og *skandinavisk*. De to eneste signifikante dummyvariablene er *sosialistisk* og *skandinavisk*, med koeffisienter på henholdsvis -0.11 og 0.13. Disse koeffisientene gir effekten utover referansekategorien *fransk*, gitt at de andre regressorene holdes konstant. Det vil si at land med sosialistisk rettsopphav er mer korrupte enn land med fransk rettsopphav, mens skandinaviske land vil være mindre korrupte. Siden begge kategoriene har relativt stor grad av statlig regulering, kan ikke denne faktoren forklare hvorfor den ene skulle være mer korrupt enn den andre. La Porta et al. (1999) mener grunnen til at skandinaviske land har bedre styring enn land med sosialistisk rettsopphav, er at de har klart å bygge profesjonelle byråkratier i stedet for arvede embeter bestående av aristokrater og presteskap. I regresjon 1 (iv) går effekten av protestantisme og inntektsnivå noe ned, mens effekten av inntektsulikhhet øker kraftig. Det må bety at en variabel som skulle tilsi lavere korrupsjon er positivt korrelert med ulikhet, eller at en som skulle tilsi høyere korrupsjon er negativt korrelert med ulikhet. Ut fra korrelasjonsmatrisen i vedlegg 1 ser man at ulikhet og sosialistisk rettsopphav har en korrelasjonskoeffisient på -0.48. Dette kan derfor være en mulig forklaring på hvorfor den estimerte regresjonskoeffisienten for ulikhet er så mye endret i forhold til regresjon (iii).

¹³ For matematisk beskrivelse av R^2 vs "adjusted R^2 ", se vedlegg 9.

Videre i analysen kontrollerer jeg for naturressurser (*energy*), åpenhet (*open96*), grad av demokrati (*dem96*) og en dummy variabel for føderalisme (*federal*). *Energy* er negativ og signifikant i (v), sannsynligvis fordi uventede inntektsmuligheter skaper flere muligheter for korrupsjon (You og Khagram, 2005). Resultatet stemmer overens med blant annet Ades og DiTella (1999), Treisman (2006) og Aslaksen (2008). Et argument i politisk økonomi er at økt konkurranse i det politiske markedet begrenser korrupsjon, selv om man ikke alltid observerer dette i virkeligheten (Kunicová, 2006). Denne analysen støtter hypotesen om at demokratiske land er mindre korruperte, mens åpenhet og føderalisme ikke gir signifikante resultater. De øvrige regressorene endres lite.

Med unntak av (ii) er ulikhet i alle tilfeller signifikant og negativ i analysene jeg har utført hittil. Resultatene jeg gjengir i tabell 1 stemmer godt overens med OLS analysen til You og Khagram (2005). Dette er som forventet, siden denne analyse har brukt mange av de samme kontrollvariablene. Som meg finner de at BNP per capita har høye koeffisienter, og at $\hat{\beta}_1$ falt betraktelig etter at inntektsnivået ble kontrollert for. Uslaner (2005) lager i sin analyse et scatterplot mellom ulikhet og korrupsjon, og sier ut fra dette at det ikke er direkte sammenheng mellom disse variablene. Dette baserer han på lav R^2 verdi. Denne verdien på 0.082 i en enkel analyse uten kontrollvariable er noe lavere enn min R^2 verdi på 0.13, men det er for tidlig å hevde at det ikke er noen sammenheng mellom de to variablene før man har inkludert flere variable.

Tabell 1. OLS regresjonsresultater for snittkorr WGI (1996-2000)

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)
gini	-0.725*** (0.182)	-0.094 (0.124)	-0.211* (0.116)	-0.481*** (0.129)	-0.323** (0.130)	-0.252** (0.118)	-0.4** (0.189)
lnbnpppp		0.334*** (0.025)	0.295*** (0.024)	0.251*** (0.024)	0.29*** (0.028)	0.256*** (0.030)	0.364*** (0.048)
over30protestanter			0.143*** (0.032)	0.093** (0.036)	0.14*** (0.036)	0.151*** (0.032)	0.075* (0.040)
britisk				0.027 (0.027)			0.086** (0.033)
sosialistisk				-0.11*** (0.027)			-0.088** (0.039)
tysk				0.041 (0.055)			0.031 (0.059)
skandinavisk				0.125** (0.062)			0.132* (0.068)
energy_depletion					-0.203* (0.121)		-0.265 (0.182)
dem						0.085** (0.043)	-0.073 (0.061)
føderal							-0.017 (0.035)
åpen							-0.012 (0.034)
_cons	0.882*** (0.096)	-0.664*** (0.133)	-0.481*** (0.128)	-0.156 (0.138)	-0.408*** (0.144)	-0.382*** (0.136)	-0.584** (0.224)
r2	0.13	0.693	0.745	0.805	0.773	0.748	0.875
adj r2	0.122	0.687	0.737	0.791	0.76	0.737	0.845
N	108	104	104	104	77	102	58

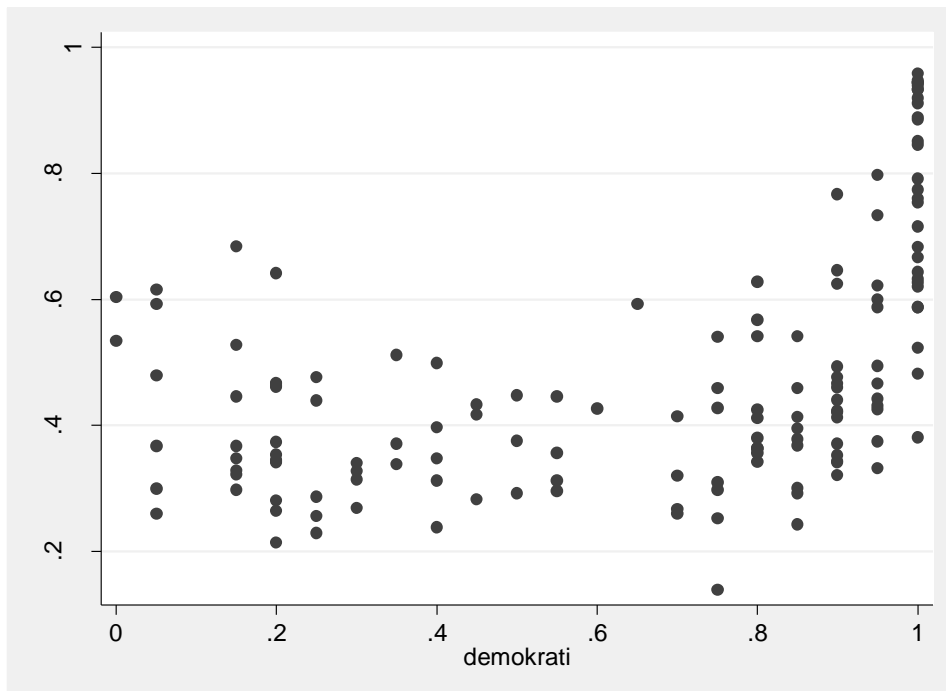
Merk: gini = gini_gross 1996, lnbnpppp = ln av BNP målt ved PPP i 1996, over30protestanter = dummy for > 30 % protestanter, energy_depletion = energiuttømming 1996, dem = demokrati 1996, åpen = åpenhet 1996. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

5.1.2 Ulike sensitivitetsanalyser

Varierer effekten av ulikhet med graden av demokrati?

Selv om det var en signifikant sammenheng mellom korrupsjon og demokrati i tabell 1, viser et scatterplot mellom grad av demokrati og korrupsjon at dette forholdet ikke er lineært.

Figur 2. Demokrati og korrupsjon



I tabell 2 tester jeg derfor for om resultatene fra tidligere holder når jeg kontrollerer for en ikke-lineær sammenheng mellom demokrati og korrupsjon. Jeg har også prøvd ut en modellspekifisering for en ikke-lineær sammenheng mellom korrupsjon og ulikhet, men det ga ikke signifikante resultater. I kolonne (i) har jeg inkludert et kvadratisk ledd for demokrati, og denne regresjonen viser at ulikhet fortsatt har signifikant fortegn. Ut fra figur 2 ser det ut til at det er en oppadgående trend i forhold til kontroll av korrupsjon fra et demokratinivå på 0.7. I kolonne (ii) og (iii) har jeg derfor gjort en regresjon for land med demokrativerdier over

eller lik 0.7, og en for verdier under 0.7. Alt annet likt vil en økning i demokratinivået på 0.01 gi en forbedring på korrupsjonsskalaen på 0.0056. Dette er signifikant på 5 % nivå. $\hat{\beta}_1$ er relativt lik den for regresjonen med alle verdier av demokrati (tabell 1, (vi)). I tabell 2(v), hvor jeg bare har med verdier av demokrati under 0.7 vil derimot en økning i *dem96* gi en *reduksjon* i kontroll av korrupsjon. Dette er riktignok ikke signifikant, men stemmer overens med tidligere funn om at man må over en viss ”demokratigrense” for at demokrati skal virke positivt på bekjempelse av korrupsjon (Montinola og Jackman, 2002). Effekten av ulikhet har også halvert seg. Dette gir grunn til å tro at ulikhet påvirker korrupsjonsnivået i større grad for mer demokratiske land, som You og Khagram (2005) finner i sin analyse. De forklarer dette funnet med at undertrykkelse fra de mektige kan være et substitutt for korrupsjon i autoritære regimer, i tillegg at fattige er villige til å selge stemmene sine ved valg i demokratiske samfunn (se kapittel 2.1.3). Ved å innføre en interaksjonsvariabel mellom *gini* og *dem96* i kolonne (iv) og (v), får jeg testet om effekten av ulikhet avhenger av graden av demokrati. Ved første kvartil, som har verdi 0.3, vil helningen til linjen som estimerer forholdet mellom korrupsjon og ulikhet være $0.184 - (0.656 * 0.3) = -0.0128$. Ved snittet, som er 0.65 vil helningen være $0.184 - (0.656 * 0.65) = -0.2424$. Ved tredje kvartil, dvs verdi 0.95, er helningen i stedet $0.184 - (0.656 * 0.95) = -0.4392$. Vi ser altså at effekten av ulikhet øker med graden av demokrati, som forventet. Riktignok er koeffisienten til *gini* ikke signifikant, men interaksjonsleddet er signifikant på under 10 % nivå. Siden det er dette leddet som fanger opp endringer i ulikhetsnivået ved forskjellige demokrativerdier, indikerer det at stigningstallet mellom korrupsjon og ulikhet endres selv om koeffisienten foran *gini* skulle være 0.

Ekskludering av land med sosialistisk rettsopphav

Land med et opprinnelig sosialistisk rettssystem har i gjennomsnitt både lavere nivå av ulikhet og høyere nivå av korrupsjon sammenlignet med andre land¹⁴. Dermed kan det tenkes at effekten av å inkludere disse landene demper den negative sammenhengen mellom ulikhet og kontroll av korrupsjon. For å undersøke dette har jeg gjort regresjoner hvor jeg har utelatt alle land med dummyverdi 1 for sosialistisk, se kolonne (i) i tabell 3. Sammenliknet med tabell 1(vi) ser man at sammenhengen mellom *gini* og *korrupsjon* har blitt mer negativ.

¹⁴ Se vedlegg 2

Koeffisienten har gått fra -0.252 til -0.635. Uslaner (2005) fant også at sammenhengen mellom ulikhet og korrupsjon økte ved utelatelse av tidligere og nåværende kommunistiske stater.

Regresjoner med Afrika, Latin-Amerika og OECD-medlemmer

Siden hovedanalysen tar for seg alle land hvor datatilgjengeligheten gjør det mulig, vil det være interessant å se om det er forskjeller mellom ulike grupperinger av land. Grunnen til at jeg har valgt de tre kategoriene Afrika, Latin-Amerika og OECD er at de representerer hvert sitt nivå i forhold til inntekt. Selv om det er forskjeller innenfor hver kategori, kan man grovt sett si at Afrika består av en stor andel av verdens fattigste land, Latin-Amerika tilhører et mellomstjikt mens medlemslandene i OECD er noen av verdens mest velstående stater. Foruten økonomisk kategorisering, representerer de tre grupperingene også hver sin kulturelle holdning og tradisjon. Til sammen kan dette gjøre at ulikhetsnivået påvirker eller blir påvirket av korrupsjon i forskjellig grad. Resultatene finnes i tabell 3.

I regresjonen med afrikanske land (kolonne (ii), har gini-koeffisienten fortsatt negativt fortegn. Sammenliknet med den tilsvarende regresjonen for alle land (tabell 1(vi)) er $\hat{\beta}_1$ større i absoluttverdi for Afrika, men den er ikke signifikant. Ved å gjøre analysen for Latin-Amerika ser bildet annerledes ut. Her har *gini* positivt fortegn. Det er kun inntektsnivå som er signifikant av kontrollvariablene, og har som forventet positiv koeffisient. Andres og Ramlogan-Dobson (2008) fant at det var en positiv sammenheng mellom ulikhet og korrupsjon i Latin-Amerika, og forklarte det med imports substitusjon og privatisering (beskrevet i kapittel 2.2). Dette var en spuriøs forklaring med privatisering som den drivende faktor for både høyere ulikhet og mindre korrupsjon. Dette kan være en potensiell forklaring også på mine funn, selv om de gjorde regresjonsanalysen motsatt vei. For OECD-landene er også det negative og signifikante fortegnet til ulikhetsnivået borte.

Ut fra dette kan man si at Afrika er det eneste området med resultater som samsvarer med de for hele verden, og at ulikhet har større prediksjonsverdi der enn i Latin-Amerika og OECD-områdene. Selv om ”adjusted R²” ikke er lav, er vanskelig å trekke noen konklusjoner fordi jeg har veldig få observasjoner.

Tabell 2. OLS regresjonsresultater for snittkorr WGI (1996-2000)
Ulike varianter av demokrati.

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
	dem*dem	dem*gini	dem*gini	dem?0.7	dem<0.7
gini	-0.225* (0.116)	0.409 (0.268)	0.184 (0.25)	-0.276* (0.151)	0.021 (0.149)
lnbnpppp	0.225*** (0.032)	0.281*** (0.032)	0.246*** (0.030)	0.223*** (0.041)	0.149*** (0.040)
dem	-0.433** (0.207)	0.523*** (0.195)	0.428** (0.179)	0.774*** (0.217)	0.001 (0.07)
dem*dem	0.468** (0.183)				
demgini		-0.841** (0.362)	-0.656* (0.333)		
>30prot	0.140*** (0.031)		0.143*** (0.032)	0.147*** (0.035)	0.023 (0.063)
_cons	-0.193 (0.151)	-0.796*** (0.172)	-0.572*** (0.165)	-0.878*** (0.210)	-0.13 (0.168)
r2	0.764	0.706	0.758	0.787	0.332
adj r2	0.752	0.694	0.745	0.772	0.246
N	102	102	102	66	36

m

e

merk: lnbnpppp = ln til BNP målt ved PPP 1996, dem = demokrati, demgini = demokrati*gini, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, energy = uttømming av energiressurser 1996. I OLS 2(iv) og OLS 2(v) er det gjort regresjoner for observasjoner med verdi hhv dem \geq 0.7 og dem<0.7. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 3. OLS regresjonsresultater for snittkorr WGI (1996-2000).
Ulike regioner.

	(i) Uten sos.	(ii) Afrika	(iii) Latin-Am.	(iv) OECD
gini	-0.635*** (0.148)	-0.3 (0.224)	0.038 (0.541)	0.083 (0.274)
lnbnpppp	0.237*** (0.033)	0.179*** (0.043)	0.395** (0.138)	0.487*** (0.112)
>30prot	0.143*** (0.032)	0.052 (0.049)	- -	0.082** (0.037)
dem	0.063 (0.052)	0.105** (0.049)	0.281 (0.233)	0.681** (0.259)
_cons	-0.059 (0.162)	-0.036 (0.223)	-1.299 (0.767)	-2.021*** (0.404)
r2	0.804	0.662	0.489	0.849
adj r2	0.792	0.582	0.387	0.819
N	73	22	19	25

Merk: lnbnpppp = ln til BNP målt ved PPP 1996, >30prot = dummy for over 30 % protestanter, dem = demokrati 1996. (i) uten sosialistisk rettsopphav, (ii) kun Afrika, (iii) kun Latin Amerika og (iv) kun OECD.

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

Testing av tillit og omfordeling.

Uslaner (2005) hevdet ut fra analysene han utførte at det kun var en indirekte sammenheng mellom ulikhet og korrupsjon, og at denne gikk gjennom svekkelsen av generell tillit. For å teste om dette kan stemme med empiriske funn har jeg i kolonne (i) og (ii) i tabell 4 inkludert en tillitsvariabel (*trust*). Denne variabelen har en forventet positiv koeffisient og er signifikant. Større grad av generell tillit vil altså indikere mindre korrupsjon. I tillegg endrer *gini* fortegn, slik at mer ulikhet faktisk skulle gi *mindre* korrupsjon når man kontrollerer for tillit. Denne sammenhengen blir imidlertid ikke signifikant ved inkludering av flere kontrollvariable. Uslaners (2005) hypotese om at ulikhet virker inn på korrupsjonsnivået via tillit får dermed støtte fra disse regresjonene. Et potensielt problem med denne regresjonen er for det første at tillit nødvendigvis må måles subjektivt med alle de svakheter det innebærer, se kapittel 3.1. Disse dataene er også generert i tidsrommet 1994-1999, mens ulikhetstallene mine er fra 1996. Faren for simultan kausalitet er derfor forsterket i denne analysen, selv om tillit er antatt å være relativt stabilt over tid.

Alesina og Angelatos (2005) mente at omfordelings- og reguleringspolitikk som har som formål å redusere ulikhet kan gi flere korrupsjonsmuligheter (beskrevet i kapittel 2.1.1). Som en tilnærming til hvor omfattende omfordelingspolitikk hvert enkelt land bedriver, har jeg tatt differansen mellom brutto- og nettoulikhet (*redist*). Som vi ser fra kolonne (iii) og (iv) i tabell 4 indikerer disse resultatene at mer omfordeling er relatert til *mindre* korrupsjon, og ikke mer. Koeffisienten er både høy og signifikant på 1% nivå. Disse empiriske funnene stemmer dårlig overens med modellen til Alesina og Angelatos (2005). Dette er derfor en sammenheng som bør undersøkes grundigere i fremtidige analyser. Ved å kontrollere for omfordeling øker i tillegg den beregnede effekten av ulikhet. Dette kan indikere at omfordelingen er mest omfattende der hvor ulikheten i utgangspunktet er størst.

Tabell 4. Testing av omfordeling og tillit.

	(i) tillit	(ii) tillit	(iii) omfordeling	(iv) omfordeling
gini	0.283** (0.164)	0.169 (0.169)	-0.548*** (0.133)	-0.589*** (0.130)
lnbnpppp	0.418*** (0.044)	0.337*** (0.060)	0.285*** (0.023)	0.228*** (0.028)
>30protestanter		0.083 (0.051)		0.094*** (0.032)
dem		0.094 (0.072)		0.087** (0.039)
trust	0.467*** (0.128)	0.405*** (0.148)		
redist			1.781*** (0.306)	1.466*** (0.317)
_cons	-1.327*** (0.194)	-1.033*** (0.233)	-0.483*** (0.12)	-0.289** (0.125)
r2	0.803	0.823	0.77	0.794
adj r2	0.789	0.8	0.764	0.783
N	45	45	104	102

Merk: lnbnpppp = ln til BNP, >30 prot = mer enn 30 % protestanter i et land, trust = tillit og redist = gini brutto – gini netto, (i) og (ii) inkluderer tillit, (iii) og (iv) inkluderer omfordeling

Resultater med annet korrupsjonsmål

For å teste om resultatene holder med et annet korrupsjonsmål, foretar jeg en analyse også med ICRG som avhengig variabel. Resultatene finnes i tabell 5. Som for WGI, tar jeg også her gjennomsnittsscore i periode 1996-2000. Mønsteret i forhold til WGI-regresjonene er forholdsvis likt (tabell 5(i)-(iii) vs (iv)-(vi)). *Gini* har negativt fortegn i samme skala som ved bruk av WGI-mål, selv om koeffisienten er noe i større i absoluttverdi ved ICRG. Ln til BNP har noe lavere regresjonskoeffisient enn WGI. Ingen av dummyvariablene for rettsopphav er signifikante, og fortegnene kan også variere noe. At disse av og til havner på hver sin side av 0 spiller liten rolle ved usignifikante resultater, siden man uansett ikke kan forkaste at de faktisk er 0. Jeg vil derfor konkludere med at det er noen, men små forskjeller ved å bruke to ulike korrupsjonsmål. Dette gir støtte til at WGI produserer pålitelige resultater.

Vurderingen så langt

Regresjonskoeffisienten til ulikhet har vært stabil, negativ og signifikant i de aller fleste variantene. Et interessant unntak fra dette har vært ved kontroll av tillit. Ved å inkludere denne variabelen forsvinner effekten av ulikhet, og det kan så tvil ved flere av modellene som gjør rede for en sammenheng mellom ulikhet og korrupsjon. I tillegg til ulikhet har inntektsnivå, protestantisme, grad av demokrati og i enkelte tilfeller energi vært signifikante regressorer. Land med sosialistisk rettsopphav viser en negativ sammenheng med korrupsjon, mens de skandinaviske estimeres til å ha mindre. Både R^2 og ”adjusted” R^2 har høye verdier i alle analysene hvor jeg har kontrollert for andre faktorer. Dette indikerer at regresjonsmodellene har vært godt tilpasset dataene. R^2 sier derimot ingenting om årsakssammenhengen eller om jeg har valgt det beste settet av regressorer. Denne biten må vurderes i lys av økonomisk teori og tilgangen til pålitelige datakilder.

Tabell 5. OLS regresjonsresultater med to ulike korrupsjonsmål.
WGI og ICRG, snitt 1996-2000

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	WGI	WGI	WGI	ICRG	ICRG	ICRG
gini	-0.094 (0.124)	-0.252** (0.118)	-0.4** (0.189)	-0.143 (0.169)	-0.398** (0.151)	-0.332 (0.282)
lnbnpppp	0.334*** (0.025)	0.256*** (0.030)	0.364*** (0.048)	0.233*** (0.034)	0.101*** (0.038)	0.148** (0.071)
>30prot		0.151*** (0.032)	0.075* (0.040)		0.184*** (0.039)	0.13** (0.060)
dem		0.085** (0.043)	-0.073 (0.061)		0.213*** (0.058)	0.17* (0.092)
britisk			0.086** (0.033)			-0.018 (0.05)
sosialistisk			-0.088** (0.039)			-0.02 (0.059)
tysk			0.031 (0.059)			-0.005 (0.088)
skandinavisk			0.132* (0.068)			0.164 (0.102)
energy			-0.265 (0.182)			-0.26 (0.272)
føderal			-0.017 (0.035)			-0.004 (0.053)
open			-0.012 (0.034)			0.058 (0.05)
_cons	-0.664*** (0.133)	-0.382*** (0.136)	-0.584** (0.224)	-0.229 (0.186)	0.202 (0.174)	0.003 (0.336)
r2	0.693	0.748	0.875	0.429	0.595	0.68
adj r2	0.687	0.737	0.845	0.416	0.576	0.603
N	104	102	58	92	90	58

Merk: lnbnpppp = ln til BNP, målt i PPP 1996, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, dem = demokrati, energy = energiuttømming 1996, open = åpenhet 1996. (i)-(iii) er gjort med snitt WGI som avh.var., (iv)-(vi) er gjort med snitt ICRG som avh.var.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

5.2 TSLS-resultater

På bakgrunn av OLS-analysen ser det ut til at ulikhet enten er en direkte eller indirekte faktor for korrupsjon. Jeg har imidlertid ikke testet for en mulig korrelasjon mellom ulikhet og restleddet. Dette kan som, beskrevet i kapittel 4.1.1, komme av utelatte variable, feil i målingene eller simulatan kausalitet. En pålitelig instrumentvariabelanalyse kan kontrollere for alle disse faktorene og gir en ytterligere test på hvor robust sammenhengen mellom ulikhet og korrupsjon er.

5.2.1 Indikasjon på instrumentenes relevans

I denne analysen har jeg fulgt samme prosedyrer som ved OLS. For lettere å kunne sammenlikne resultatene med disse, vil jeg bruke gjennomsnittelig korrupsjonsnivå for perioden 1996-2000 også her. For *mature96* bruker jeg 1996 data, det samme året som for ulikhet. Dette skulle ikke være et problem, med mindre selve instrumentet er dårlig. Når det gjelder *lnwhsug* har jeg imidlertid kun data fra år 2000. For å kontrollere om det er like sterk sammenheng mellom denne variabelen og ulikhet i 1996 som i 2000, har jeg foretatt en analyse for begge årene separat og sammenliknet. Tabell 6 viser verdiene for de beregnede koeffisientene foran *lnwhsug* (π_1), grad av signifikans og regresjonens F-verdi for likning (4.2).

Tabell 6. Resultater fra (4.2) med *lnwhsug* som instrument

	1996	2000
(1) <i>lnwhsug</i>	-0.55***	-0.54***
F-verdi	47.71	49.6
(2) <i>lnwhsug</i>	-0.47***	-0.49***
F-verdi	27.19	26.91
(3) <i>lnwhsug</i>	-0.46***	-0.48***
F-verdi	19.38	18.61

(1) kun *lnwhsug* som regressor, (2) inkludert BNP og (3) inkludert både BNP og protestantisme.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.01$

Som vi ser er resultatene fra regresjonen av *gini* med hensyn på *lnwhsug* svært like for de to årene. En økning *lnwhsug* på 1 %, er forbundet med en nedgang i gini-koeffisienten på mellom 0.0046 og 0.0055. Alle disse resultatene er signifikante på 1 % nivå. Samtlige F-verdiene er også over 10. Til sammen gir dette en foreløpig indikasjon på at *lnwhsug* har vært stabil fra 1996 til 2000, slik at jeg med rimelighet kan anta at jeg kan bruke denne variabelen som instrument for ulikhet i begge år.

For å vurdere om instrumentene i analysen kan være en forklaringsfaktor for ulikhet har jeg beregnet det første av de to stegene i TSLS separat, se tabell A2 i vedlegget. En økning i både *lnwhsug* og *mature* predikerer mindre ulikhet og resultatene er signifikante. De enkle regresjonene mellom et individuelt instrument og ulikhet har en R^2 -verdi på henholdsvis 0.318 og 0.356. Begge instrumentene forklarerer derfor en god del av variasjonen i ulikhetsdataene, og i tillegg er alle F-verdiene over 10. Dette indikerer at instrumentene er relevante og kan brukes videre i analysen.

5.2.2 Hovedanalysen

Resultater med *lnwhsug* som instrument

I tabell A3 i vedlegget bruker jeg alle tilgjengelige observasjoner og trekker inn ulike kontrollvariable. Regresjon (i) viser at den estimerte verdien av koeffisienten foran *gini* har endret seg fra -0.73 til -1.26 i forhold til OLS1 (i). Dette er en betydelig økning på over 72 % i absoluttverdi. Ut fra dette skulle man faktisk tro at høyere nivå av korrupsjon gir *mindre* ulikhet, slik at det trakk ned koeffisienten i OLS. For å teste om det er inntektsnivået som egentlig blir målt, inkluderes ln av BNP i (ii). Koeffisienten til ulikhet reduseres betraktelig, og er ikke lengre signifikant. Sammenhengen mellom ulikhet og korrupsjon har altså forsvunnet ved kontroll for inntektsnivå. Dette er det samme som skjedde under OLS analysen. Med unntak av (iv) og (vii) ligger $\hat{\beta}_1^{TSLS}$ lavere enn ved OLS, og koeffisienten har blitt usignifikant. Både (iv) og (vii) har med flere kontrollvariable som ikke er signifikante, så det mulig at disse gir dårligere estimater enn både (ii), (iii), (v) og (vi).

Resultater med relativ kohortstørrelse som instrument

Sammenliknet med tabell A3 gir regresjonen med relativ kohortstørrelse, tabell A4, noe høyere estimater i absoluttverdi for ulikhet. De har likevel samme fortegn og ligger i samme sjiktet etter hvert som jeg inkluderer ulike kontrollvariable. Ved å bruke både *lnwhsug* og *mature96* som instrument får jeg som forventet $\hat{\beta}_i^{TSLs}$ -verdier som stort sett beveger seg i samme retninger som ved de to foregående analysene, men som ligger mellom de i absoluttverdi (se tabell A5). F-verdiene er med unntak av (vii) alle over 10. P-verdien til Sargans test for overidentifisering er på 0.861, slik at hypotesen om at instrumentenes eksogenitet ikke kan forkastes for regresjoner som inkluderer kontrollvariable.

For å lette sammenlikningen mellom resultatene har jeg tatt utgangspunkt i regresjon (vi) og laget en tabell med denne estimert ved OLS og begge instrumentene, se tabell 7. Alle disse kontrollvariablene gir ved de fleste varianter signifikante resultater og ”adjusted R²” er over 0.73, slik at jeg anser regresjonen for å være god. Ingen av koeffisientene til kontrollvariablene har i denne analysen endret seg stort i forhold til OLS. Med unntak av demokrati i IV 2(i), er de også signifikante determinanter til korrupsjon ved alle regresjoner. $\hat{\beta}_i^{TSLs}$ har derimot nesten halvert seg i absoluttverdi og er ikke lenger signifikant i noen av beregningene. Dette viser at det kan ha vært skjevheter i OLS-målingene, og man kan derfor ikke konkludere med at det er en kausal sammenheng mellom ulikhet og korrupsjon.

Disse resultatene spriker i forhold til You og Khagram (2005), som finner at regresjonskoeffisienten til ulikhet alltid er signifikant og øker i forhold til OLS-beregningene. I analysene jeg har gjort gjelder dette kun for den enkleste regresjonen med ulikhet som eneste høyresidevariabel. Det kan være flere grunner til at resultatene våre ikke samsvarer. For det første har vi brukt forskjellige tidsperioder på regressorene. Mens jeg har brukt data for 1996, har You og Khagram (2005) derimot tatt gjennomsnittet av ulikhet for perioden 1977-1996. Det kan være en svakhet ved mine analyser, siden enkeltår er mer følsom for svingninger enn lengre tidsperioder. Men viktigere er det at vi har brukt forskjellige data på ulikhet. Jeg har som beskrevet i kapittel 3.2, brukt data fra SWIID (2008), mens You og Khagram (2005) har brukt data satt sammen av Dollar og Kraay (2002). SWIID-dataene er generert for å maksimere sammenliknbarheten på tvers av et størst mulig utvalg land, og det gjør dem spesielt godt egnet til tverrsnittsanalyser, i tillegg til å være det beste eksisterende datasettet på ulikhet i dag (Solt, 2008). For det tredje bruker jeg et ekstra instrument i tillegg

til relativ kohortstørrelse. I de fleste tilfeller er bra å ha mer enn ett instrument, men det skal ikke bety noe i denne sammenlikningen siden resultatene spriker også i regresjonene hvor jeg bare bruker *mature*⁹⁶. Ut fra dette kan resultatene mine tyde på at sammenhengen mellom ulikhet og korrupsjon ikke er robust for alle modellspesifikasjoner ved bruk av nye og bedre data.

5.2.3 Andre sensitivitetsanalyser

Som for OLS-analysen har jeg gjort ulike regresjoner for å teste om TSLS-resultatene er stabile for ulike spesifikasjoner. Regresjonene for ulik grad av demokrati, ulike regioner og annet korrupsjonsmål er gjengitt i henholdsvis tabell 8, A6 (i vedlegget) og 9.

I tabell 8 har jeg estimert noen av de samme relasjonene som i tabell 2 og sammenliknet resultatene. I IV(i) er det testet for om det finnes en interaksjonseffekt mellom ulikhet og demokrati når estimatorene beregnes ved TSLS. Helningen på linjen mellom ulikhet og korrupsjon ved første kvartil, gjennomsnittet og tredje kvartil er på henholdsvis 1.367, 0.264 og -0.68. Ulikhet og korrupsjon er derfor relatert på ulike måter og av ulik grad ved forskjellige verdier for demokrati. Derimot er både interaksjonstermen og *gini* usignifikante, slik at dette resultatet ikke holder med tilstrekkelig grad av sikkerhet. I IV (ii) og (iii) har jeg undersøkt om effekten av ulikhet på korrupsjon endres hvis demokratinivået er hhv over eller under 0.7. Som for OLS er $\hat{\beta}_1^{TSLS}$ mer negativ for land med demokrati verdier over 0.7 enn for alle land samlet, mens den faktisk er positiv for land med demokrati under denne terskelverdien. Ingen av disse koeffisientene er imidlertid signifikante. Resultatene fra OLS i denne analysen er derfor ikke robuste for en TSLS modellspesifikasjon.

Tabell 7. Regresjonsresultater for OLS og TSLS.

Ulike instrumenter sammenliknet.

	OLS	IV 2(i)	IV 2(ii)	IV 2(iii)
	b/se	b/se	b/se	b/se
gini	-0.252** (0.118)	-0.118 (0.239)	-0.148 (0.248)	-0.131 (0.227)
lnbnpppp	0.256*** (0.030)	0.273*** (0.040)	0.269*** (0.041)	0.271*** (0.039)
>30prot	0.151*** (0.032)	0.144*** (0.034)	0.145*** (0.034)	0.145*** (0.034)
dem	0.085** (0.043)	0.074 (0.046)	0.078* (0.046)	0.076* (0.046)
_cons	-0.382*** (0.136)	-0.503** (0.233)	-0.477* (0.241)	-0.492** (0.224)
r2	0.748	0.744	0.744	0.743
adj r2	0.737	0.733	0.733	0.732
1.steg F-verdi		18.34	17.82	16.19
overid p-verdi				0.86135
N	102	101	101	100

Merk: lnbnpppp = ln til BNP målt ved PPP 1996, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, dem = demokrati 1996. OLS er OLS 1(vi) fra tabell 1. IV (i) bruker lnwhsug som instrument, IV (ii) bruker mature 96 som instrument og IV (iii) bruker både lnwhsug og mature96 som instrumenter. Overid p-verdi er p-verdien for Hansen-Sargans test for overidentifikasjon.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabell 8. Regresjonsresultater for ulike demokrativarianter.

OLS og TSLS sammenliknet.						
	OLS (i)	OLS (ii)	OLS (iii)	IV (i)	IV (ii)	IV (iii)
	dem*gini	dem \geq 0.7	dem<0.7	dem*gini	dem \geq 0.7	dem<0.7
gini	0,184 (0.25)	-0.276* (0.151)	0,021 (0.149)	2,313 (2.771)	-0.340 (0.248)	0.149 (0.313)
lnbnpppp	0.246*** (0.030)	0.223*** (0.041)	0.149*** (0.040)	0.265*** (0.047)	0.214*** (0.048)	0.159*** (0.047)
dem	0.428** (0.179)	0.774*** (0.217)	0,001 (0.07)	1,707 (1.668)	0.791*** (0.221)	-0.016 (0.078)
demgini	-0.656* (0.333)			-3,153 (3.258)		
>30prot	0.143*** (0.032)	0.147*** (0.035)	0,023 (0.063)	0,089 (0.082)	0.147*** (0.035)	-0.003 (0.085)
_cons	-0.572*** (0.165)	-0.878*** (0.210)	-0.13 (0.168)	-1,736 (1.516)	-0.826*** (0.282)	-0.224 (0.272)
r2	0,758	0,787	0,332	0,579	0,787	0,310
adj r2	0.745	0.773	0.246	0.557	0.773	0.218
1.steg F-stat				82.47	14.81	5.53
overid p-verdi				0.791	0.178	0.02
N	102	66	36	100	65	35

Merk: lnbnpppp = ln til BNP målt ved PPP 1996, dem = demokrati 1996, demgini = demokrati 1996 * gini 1996, >30prot = dummy for > 30 % protestanter. IV er gjort med både lnwhsug og mature96 som instrumenter. OLS (ii) og IV 3(ii) er gjort med observasjoner ≥ 0.7 for demokrati. OLS (iii) og IV 3(iii) er gjort med observasjoner < 0.7 for demokrati. $p < 0.1$, ** $p < 0.5$, *** $p < 0.01$.

I tabell A6 i vedlegget har jeg delt opp verden i ulike regioner for å se hvordan dette påvirker TSLS beregningen. Som forventet er sammenhengen sterkere ved utelatelse av land med sosialistisk rettsopphav enn ved inkludering (IV A6(i)). I forhold til OLS beregningene er det en større effekt i denne analysen. Dette er et noe uventet resultat fordi $\hat{\beta}_1^{TSLS}$ har blitt redusert i forhold til OLS i de tidligere analysene. Et annet pussig funn er at ln til BNP har fått en svak og ikke signifikant koeffisient. En forklaring på disse funnene kan være at 1.stegs F-verdi ikke er høyere enn 8.82, slik at TSLS estimatene blir forventningskjevne og standardfeilene upålitelige (Stock og Watson, 2007). Dette gjelder for øvrig også for de andre regresjonene jeg har gjort for de ulike gruppene av land. Dermed blir det vanskelig å si noe sikkert ut fra disse regresjonene. Dessuten er få land inkludert i hver regresjon, slik at det likevel ville vært tvilsomt å trekke noen konklusjoner ut fra disse.

I tabell 9 har jeg summert tre av regresjonene jeg har gjort med ICRGs mål på korrupsjon og sammenliknet med resultatene jeg fikk ved bruk av WGIs korrupsjonskontrollindeks. Ved å bruke ICRG som korrupsjonsmål oppnår jeg noe høyere estimater for *gini* enn ved å bruke WGI, men de beveger seg i samme retninger i de tre ulike variantene. R^2 er mindre ved ICRG enn ved WGI, men er fortsatt på et akseptabelt nivå. 1.stegs F-verdi i (v) og (vi) ligger under 10, og det kan derfor ikke konkluderes noe ut av disse regresjonene siden estimatene ikke er forventningsrette. På grunn av at det kun er en kontrollvariabel i (i) og (ii) anser jeg (iii) og (iv) som de beste regresjonene her. Ved å bruke disse har den negative koeffisienten foran *gini* blitt både redusert og usignifikant i forhold til OLS. Dette gjelder for begge korrupsjonsmål. Sargans p-verdi er også tilstrekkelig høy til ikke å forkaste H_0 .

Tabell 9. TSLS regresjonsresultater med to ulike korrupsjonsmål, WGI og ICRG.

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	WGI	ICRG	WGI	ICRG	WGI	ICRG
gini	-0.161 (0.256)	-0.27 (0.327)	-0.131 (0.227)	-0.181 (0.275)	-1.1* (0.597)	-0.773 (0.805)
lnbnpppp	0.325*** (0.032)	0.218*** (0.043)	0.271*** (0.039)	0.13*** (0.049)	0.267*** (0.095)	0.086 (0.128)
>30prot			0.145*** (0.034)	0.176*** (0.040)	0.125** (0.060)	0.161* (0.081)
dem			0.076* (0.046)	0.191*** (0.063)	0.018 (0.1)	0.227 (0.135)
britisk					0.051 (0.047)	-0.04 (0.064)
sosialistisk					-0.178** (0.084)	-0.076 (0.114)
tysk					-0.019 (0.078)	-0.036 (0.105)
skandinavisk					0.059 (0.097)	0.118 (0.131)
energy					-0.119 (0.237)	-0.168 (0.32)
open					-0.022 (0.039)	0.052 (0.053)
føderal					-0.025 (0.041)	-0.009 (0.055)
_cons	-0.598** (0.230)	-0.108 (0.304)	-0.492** (0.224)	0 (0.276)	0.101 (0.603)	0.435 (0.813)
r2	0.679	0.41	0.743	0.586	0.837	0.663
adj r2	0.673	0.397	0.732	0.566	0.799	0.582
1.steg F-stat	19.95	21.09	16.19	17.28	7.62	7.62
overid p-verdi	0.5	0.089	0.86	0.174	0.326	0.592
N	101	91	100	90	58	58

Merk: lnbnpppp = ln til BNP målt i PPP 1996, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, dem = demokrati 1996, energy = utømming av energiressurser 1996, open = åpenhet 1996, overid p-verdi = Hansen-Sargens test for overidentifikasjon, p-verdi. (i), (iii) og (v) er med WGI som mål på korrupsjon. (ii), (iv) og (vi) er med ICRG som korrupsjonsmål. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

6. Oppsummering og konklusjon

I løpet av de siste årene har tilgangen på større og mer pålitelig datamateriale ført til en økende empirisk tilnærming for å avdekke årsaker til og konsekvenser av korrupsjon. En av de potensielle årsakene som har blitt undersøkt er inntektsulikhet. You og Khagram (2005) har i sin analyse funnet empirisk evidens for at ulikhet er en signifikant determinant til korrupsjon. Til forskjell fra You og Khagram (2005) finner imidlertid Uslaner (2005) at kausaliteten mellom ulikhet og korrupsjon går via lavere tillit, slik at sammenhengen kun er indirekte.

Selv om datamaterialet både for korrupsjon og ulikhet er betydelig forbedret i løpet av de siste årene, er det fortsatt et problem i forskningen at disse variablene er vanskelige å måle. Jeg har derfor gjort en regresjonsanalyse med nye og bedre data på ulikhet for å se om dette endrer de tidligere resultatene. I analysene har jeg brukt minste kvadrats metode (OLS) og ”to stegs minste kvadrats metode” (TSLS) for å teste for eventuelle skjevheter i OLS beregningene. Regresjonen er gjort for tidsperioden 1996-2000 med alle land det har vært tilgjengelige data på. For ulikhet gjelder dette 109 land.

Resultatene jeg får ved bruk av (OLS) støtter både You og Khagrams (2005) og Uslaners (2005) hypoteser og resultater. Koeffisienten til ulikhet er både signifikant og har forventet fortegn. Denne sammenhengen holder ved inkludering av en rekke kontrollvariable. For å redusere problemet med eventuelle målefeil i korrupsjonsvariabelen har jeg brukt to forskjellige korrupsjonsmål og kontrollert at resultatene samsvarer. I likhet med You og Khagram (2005) og Montinola og Jackman (2002) finner jeg at det er en ikke-lineær sammenheng mellom demokrati og korrupsjon, og at ulikhet har større påvirkning på korrupsjon i land med høy grad av demokrati. Ved å teste for tillitshypotesen til Uslaner (2005) endret estimatene for ulikhet seg betraktelig. Koeffisienten skiftet fortegn og var ikke lenger signifikant. Siden tillit var signifikant kan det støtte hypotesen om at ulikhet kun er en indirekte faktor for korrupsjon.

For ytterligere å kontrollere sensitiviteten til resultatene har jeg tatt i bruk instrumentvariabelanalyse. Det er alltid en diskusjonssak hvorvidt kvaliteten på de ulike instrumentene er gode nok, og jeg har derfor brukt to tidligere brukte instrumenter for ulikhet og kontrollert at resultatene ikke spriker. Statistiske tester indikerer at begge instrumentene er gyldige. For lettere å kunne sammenlikne resultater er det ene instrumentet hentet fra You og Khagram (2005). Ved inkludering av kontrollvariable finner jeg i disse regresjonene at ulikhet ikke lenger er signifikant. Ulikhet gir derfor ikke stabile resultater for ulike spesifikasjoner, og jeg kan ikke konkludere med at det er en signifikant forklaringsfaktor for korrupsjon. Dette svekker funnene om at ulikhet er en signifikant determinant til korrupsjon.

Det kan være flere grunner til at resultatene mine spriker fra You og Khagram (2005) i denne delen av analysen. Den mest sannsynlige årsaken er at jeg har brukt nyere og bedre data for ulikhet i regresjonen. Disse dataene er hentet fra SWIID, og er konstruert for å maksimere sammenliknbarheten for bredest mulig tilgjengelig sett av observasjoner. Dette gjør dem spesielt egnet til tverrsnittsanalyser.

Selv om jeg har testet for endogenitet i ulikhetsvariabelen er det fortsatt muligheter for at flere av regressorene er korrelert med restleddet. For å kontrollere for dette bør man bruke gyldige instrumenter for alle potensielt endogene variable. Dette er dessverre ikke gjort i denne analysen og kan være et felt for videre forskning. Ved ny og bedre datatilgang bør man også gjøre analysene igjen for å teste om resultatene fortsatt holder.

Kildeliste

- Ades, A. og Di Tella, R. (1999): “ Rents, Competition and Corruption”, American Economic Review, 89(4) : 982-993
- Alesina, A og Angelatos, G. (2005): “Corruption, Inequality and Fairness”, forthcoming in Journal of Monetary Economics
- Andres, A.R. og Ramlogan-Dobson, A. (2008): ”Corruption, Privatisation and the Distribution of Income in Latin America”, Discussion Papers in Economics, No.11
- Aslaksen, S. (2008): “Corruption and Oil: Evidence from Panel Data”, ESOP – Økonomisk institutt, Universitet i Oslo
- Bardhan, P. (1997): “Corruption and Development: A Review of Issues”, Journal of Economic Literature, Vol. XXXV:1320-1346
- Begovic, B.(2006): “Economic Inequality and Corruption”, Center for Liberal-Democratic Studies og School of Law, University of Belgrade
- Dincer, O.C. og Gunalp, B. (2008): ”Corruption, Income Inequality and Growth: Evidence from U.S. States, FEEM Working Paper, No.54
- Dutta, I. og Mishra, A. (2003): ”Corruption and Competition in the Presence of Inequality and Market Imperfections”, Working paper no. 152, University of Dundee.
- Easterly, W. (2006): “Inequality does cause underdevelopment: Insights from a new instrument”, Journal of Development Economics 84: 755-776
- Gupta, S., Davoodi, H. and Alonso-Terme, R. (2002): “ Does corruption affect income inequality and poverty?”, Economics of Governance 3:23-45
- Gyimah-Brempong, K (2002):” Corruption, economic growth and income inequality in Africa”, Economics of Governance 3:183-209
- Huntington, S.P.(1968): “Political Order in Changing Societies”, Yale University Press, New Haven
- Kennedy, P. (2003): A guide to Econometrics, Blackwell publishing.

- Kunicová, J. (2006): "Democratic institutions and corruption: incentives and constraints in politics", International handbook on the economics of corruption, redigert av Rose-Ackerman, S.: 140-160
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R.(1997): "The Quality of Government", Journal of Law, Economics and Organization 15 (1):222-279
- Lambsdorff, J.G (2006): "Causes and consequences of corruption: What do we know from a cross-section of countries?", International handbook on the economics of corruption, redigert av Rose-Ackerman, S.: 3-51
- Leigh, A. (2006): "Does equality lead to fraternity?", Economic Letters 93: 121-125
- Li, H., Lixin, C.X., Heng-fu, Z. (2000): "Corruption, Income Distribution and Growth", Economics and Politics, vol. 12, no.2 : 155-181
- Mauro, P. (1995): "Corruption and Growth", The Quarterly Journal of Economics, Vol 110, No. 3, 681-712.
- Maurseth, P.B. (2009): "Governance Indicators: A Guide", Nupi Working Paper, under utgivelse.
- Moene, K.O. (1998): "Underutvikling og fordeling", Markeder, ressurser og fordeling: artikler I anvendt økonomi, redigert av Rødseth, A. og Riis, C., Gyldendal, Oslo
- Montinola, G.R. og Jackman, R.W. (2002): "Sources of Corruption: A Cross-Country Study", British Journal of Political Science, Vol.32, No.1: 147-170
- Ray, D. (1998): Development economics. Princeton University Press, New Jersey
- Sachs, J.D. & Warner, A.M. (1995): "Natural Resource Abundance and Economic Growth", Development Discussion Paper No. 517a, Harvard Institute for International Development.
- Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1993): "Corruption", The Quarterly Journal of Economics, Vol 108, No. 3: 599-617

- Solt, Frederick. Forthcoming. "Standardizing the World Income Inequality Database." *Social Science Quarterly*. SWIID Version 1.0, September 2008.
- Stock, J.H. og Watson, M.W. (2007): Introduction to Econometrics. Pearson International Edition. Second Edition.
- Svensson, J. (2005): "Eight Questions about Corruption", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No.3: 19-42
- Treisman, D. (2000): "The causes of corruption: a cross-national study", *Journal of Public Economics* 76: 399-457
- Treisman, D.(2007): "What have we learned about the causes of corruption from ten years of crossnational empirical research?", *Annual Review of Political Science*
- Uslaner, E.M. (2005): "The Bulgening Pocket and the Rule of Law: Corruption, Inequality and Trust", presentert på konferansen "The Quality of Government: What it is, how it is, how it get it, why it matters", November 17-19, 2005, Göteborg University.
- You, J. & Khagram, S. (2005): "A Comparative Study of Inequality and Corruption", *American Sociological Review*, Vol. 70, Feb:136-157

Internettsider:

- <http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.asp>, lesedato 17.12.08
- http://www.prsgroup.com/ICRG_Methodology.aspx, lesedato 17.12.08
- <http://www.fao.org/ag/AGL/agll/gaez/index.htm>, lesedato 15.01.09
- <http://www.census.gov/ipc/www/idb/>, lesedato 18.12.09
- <http://www.worldvaluessurvey.com/>, lesedato 01.02.09

Referanser for data:

- Korrupsjon: World Governance Indicators:
<http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.asp>
- International Country Risk Guide:
http://www.prsgroup.com/ICRG_Methodology.aspx
- Ulikhet: <http://www.siu.edu/~fsolt>
- Instrumenter: <http://www.fao.org/ag/AGL/agll/gaez/index.html>,
<http://www.census.gov/ipc/www/idb/tables.html>
- BNP, naturressurser og åpenhet: World Development Indicators, CD-rom
- Protestantisme og rettsopphav: La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R.(1997):”The Quality of Government”, Journal of Law, Economics and Organization 15 (1):222-279
- Demokrati: <http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.html>
- Føderalisme: Treisman, D. (2000):” The causes of corruption: a cross-national study”, Journal of Public Economics 76: 399-457
- Tillit: <http://www.worldvaluessurvey.com/>

Vedlegg

Vedlegg 1. Korrelasjonsmatrise

	korrupsjon	gini	ln BNP	dem	britisk	sos.	tysk	skand.	føderal	>30prot	energy
korrupsjon	1										
gini	-0.436	1									
ln BNP	0.8602	-0.445	1								
dem	0.5307	-0.0428	0.6596	1							
britisk	0.0986	0.1249	-0.0979	0.0921	1						
sos.	-0.1824	-0.481	-0.0404	-0.1229	-0.2881	1					
tysk	0.2602	-0.1779	0.2704	0.1364	-0.1317	-0.1193	1				
skand.	0.4444	-0.1252	0.3014	0.1914	-0.1317	-0.1193	-0.0545	1			
føderal	0.1601	-0.0424	0.2358	0.149	0.2468	-0.1886	0.2321	-0.1317	1		
>30prot	0.4434	0.0558	0.2739	0.2531	0.1692	-0.1204	0.0995	0.5117	-0.0441	1	
energy	-0.3531	0.1957	-0.2711	-0.278	0.0554	0.0097	0.1104	-0.1031	0.3821	-0.1839	1

Vedlegg 2 . Oppsummerende statistikk

Variable	Obs	Gjennomsnitt	Std. Dev.	Min	Maks
snittkorr	173	0.496	0.191	0.139	0.959
snitticrg	117	0.553	0.193	0.119	1
gini	108	0.515	0.102	0.314	0.73
lnbnpppp	168	3.639	0.483	2.691	4.58
dem	146	0.653	0.334	0	1
open	170	0.852	0.481	0.130	2.667
lnwheatsug	145	0.029	0.097	-0.200	0.269
mature	171	0.280	0.063	0.147	0.421
britisk	173	0.312	0.465	0	1
sosialistisk	173	0.185	0.389	0	1
tysk	173	0.035	0.184	0	1
skandinavs	173	0.029	0.168	0	1
føderal	96	0.177	0.384	0	1
>30prot	173	0.173	0.380	0	1
energy	101	0.046	0.105	0	0.485
trust	52	0.261	0.136	0.028	0.653
redist	108	0.131	0.040	0.027	0.268

Vedlegg 3

Tabell A1. Sammenlikning av OLS (vi) fra Tabell 1

	OLS 96	OLS 98	OLS 00	OLS snitt
	b/se	b/se	b/se	b/se
gini	-0.283* (0.145)	-0.152 (0.119)	-0.208* (0.119)	-0.252** (0.118)
lnbnpppp	0.251*** (0.036)	0.271*** (0.030)	0.263*** (0.028)	0.256*** (0.030)
>30prot	0.15*** (0.038)	0.152*** (0.032)	0.155*** (0.031)	0.151*** (0.032)
dem	0.088 (0.055)	0.068 (0.045)	0.091* (0.046)	0.085** (0.043)
_cons	-0.348** (0.163)	-0.481*** (0.135)	-0.449*** (0.125)	-0.382*** (0.136)
r2	0.686	0.742	0.76	0.748
adj r2	0.672	0.7313	0.75	0.737
N	99	102	102	102

Merk: lnbnpppp = ln til BNP målt i PPP, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, dem = demokrati. Regresjonene er gjort for de respektive årene. For OLS snitt er det tatt gjennomsnitt for 1996-2000 for korrupsjon, mens regressorene er fra 1996.

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

Vedlegg 4

Tabell A2. Første stegs regresjon med to *lnwhsug* og *mature* som instrumenter.

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	lnwhsug	lnwhsug	lnwhsug	mature	mature	mature
lnwhsug	-0.552*** (0.81)	-0.467*** (0.087)	-0.494*** (0.087)			
mature				-0.952*** (0.126)	-0.95*** (0.194)	-1.014*** (0.187)
lnbnpppp		-0.043** (0.018)	-0.08*** (0.021)		0.003 (0.025)	-0.031 (0.026)
>30prot			0.055** (0.023)			0.062** (0.024)
dem			0.084** (0.031)			0.085** (0.031)
_cons	0.545*** (0.01)	0.698*** (0.065)	0.77*** (0.067)	0.8*** (0.038)	0.79*** (0.061)	0.862*** (0.063)
r2	0.318	0.352	0.433	0.356	0.348	0.426
adj r2	0.311	0.339	0.41	0.348	0.335	0.402
N	103	102	101	106	103	101
F-verdi	47.02	26.91	18.34	56.95	26.72	17.82

Merk: : lnbnpppp = ln til BNP målt i PPP, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, dem = demokrati

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

Vedlegg 5

Tabell A3. TSLS regresjonsresultater med lnwhsug som instrument.

	IV A1(i)	IV A1(ii)	IV A1(iii)	IV A1(iv)	IV A1(v)	IV A1(vi)	IV A1(vii)
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
gini	-1.264*** (0.345)	-0.115 (0.265)	-0.178 (0.248)	-1.736** (0.793)	-0.063 (0.251)	-0.118 (0.239)	-0.941 (0.595)
lnbnpppp		0.33*** (0.032)	0.293*** (0.032)	0.137* (0.076)	0.315*** (0.035)	0.273*** (0.040)	0.289*** (0.093)
>30prot			0.145*** (0.034)	0.19** (0.078)	0.122*** (0.040)	0.144*** (0.034)	0.114* (0.059)
britisk				-0.018 (0.048)			0.059 (0.046)
sosialistisk				-0.265** (0.104)			-0.158* (0.083)
tysk				-0.094 (0.116)			-0.008 (0.075)
skandinavisk				-0.014 (0.125)			0.076 (0.094)
energy					-0.204 (0.124)		-0.152 (0.229)
dem						0.074 (0.046)	-0.003 (0.098)
open							-0.02 (0.037)
føderal							-0.023 (0.039)
_cons	1.160*** (0.180)	-0.638*** (0.234)	-0.493** (0.228)	0.962 (0.707)	-0.628*** (0.232)	-0.503** (0.233)	-0.054 (0.599)
r2	0.069	0.682	0.738	0.6	0.76	0.744	0.852
adj r2	0.06	0.676	0.73	0.57	0.747	0.733	0.817
1.steg F-verdi	47.02	26.91	20.15	14.61	13.53	18.34	8.34
N	103	102	102	102	77	101	58

Merk: lnbnpppp = ln til BNP målt ved PPP 1996, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, energy = uttømming av energiressurser 1996, dem = demokrati 1992, open = åpenhet 1996. $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Vedlegg 6

Tabell A4. TSLS regresjonsresultater med mature 96 som instrument

	IV A5(i)	IV A5(IIi)	IV A5(iii)	IV A5(iv)	IV A5(v)	IV A5(vi)	IV A5(vii)
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
gini	-2.102*** (0.377)	-0.249 (0.288)	-0.208 (0.258)	-2.165 (1.307)	-0.138 (0.274)	-0.148 (0.248)	-1.517* (0.890)
lnbnpppp		0.32*** (0.034)	0.295*** (0.034)	0.092 (0.129)	0.308*** (0.036)	0.269*** (0.041)	0.208 (0.135)
>30prot			0.143*** (0.035)	0.225* (0.117)	0.127*** (0.040)	0.145*** (0.034)	0.154* (0.080)
britisk				-0.03 (0.063)			0.03 (0.061)
sosialistisk				-0.312* (0.161)			-0.231* (0.121)
tysk				-0.132 (0.161)			-0.049 (0.099)
skandinavisk				-0.054 (0.172)			0.016 (0.127)
energy					-0.204 (0.123)		-0.032 (0.3)
dem						0.078* (0.046)	0.072 (0.137)
open							-0.028 (0.046)
føderal							-0.03 (0.048)
_cons	1.592*** (0.196)	-0.532** (0.258)	-0.481** (0.240)	1.364 (1.188)	-0.564** (0.250)	-0.477* (0.241)	0.51 (0.889)
r2	.	0.686	0.743	0.456	0.766	0.744	0.779
adj r2	.	0.68	0.736	0.416	0.753	0.733	0.727
1.steg F-verdi	56.95	26.72	21.42	13.82	11.36	17.82	7.80
N	106	103	103	103	77	101	58

Merk: lnbnpppp = ln til BNP målt ved PPP 1996, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, energy = uttømming av energiressurser 1996, dem = demokrati 1996, open = åpenhet 1996. $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Vedlegg 7

Tabell A5. TSLS regresjonsresultater med både lnwhsug og mature96 som instrumenter.

	IV A6(i)	IV A6(ii)	IV A6(iii)	IV A6(iv)	IV A6(v)	IV A6(vi)	IV A6(vii)
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
gini	-1.774*** (0.344)	-0.161 (0.256)	-0.191 (0.236)	-1.696** (0.746)	-0.087 (0.241)	-0.131 (0.227)	-1.1* (0.597)
lnbnpppp		0.325*** (0.032)	0.291*** (0.032)	0.14* (0.073)	0.312*** (0.034)	0.271*** (0.039)	0.267*** (0.095)
>30prot			0.146*** (0.034)	0.187** (0.075)	0.123*** (0.039)	0.145*** (0.034)	0.125** (0.060)
britisk				-0.017 (0.047)			0.051 (0.047)
sosialistisk				-0.259*** (0.097)			-0.178** (0.084)
tysk				-0.089 (0.111)			-0.019 (0.078)
skandinavisk				-0.009 (0.12)			0.059 (0.097)
energy					-0.204 (0.124)		-0.119 (0.237)
dem						0.076* (0.046)	0.018 (0.1)
open							-0.022 (0.039)
føderal							-0.025 (0.041)
_cons	1.428*** (0.180)	-0.598** (0.230)	-0.479** (0.221)	0.931 (0.67)	-0.607*** (0.225)	-0.492** (0.224)	0.101 (0.603)
r2	.	0.679	0.737	0.61	0.762	0.743	0.837
adj r2	.	0.673	0.729	0.58	0.749	0.732	0.799
1.steg F-verdi	30.54	19.19	17.07	12.61	11.39	16.19	7.62
overid p-verdi	0	0.5	0.85	0.537	0.697	0.861	0.326
N	102	101	101	101	77	100	58

Merk: lnbnpppp = ln til BNP målt ved PPP 1996, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, energy = uttømming av energiressurser 1996, dem = demokrati 1996, open = åpenhet 1996. Overid p-verdi: Hansen-Sargan p-verdi for overidentifisering. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Vedlegg 8

Tabell A6. TSLS regresjonsresultater for ulike regioner.

	IV A7(i)	IV A7(ii)	IV A7(iii)	IV A7(iv)	IV A7(v)
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
gini	-2.09*** (0.605)	-0.805 (0.538)	-1.033 (1.013)	0.329 (0.945)	0.08 (0.608)
lnbnpppp	0.071 (0.082)	0.069 (0.095)	0.157* (0.084)	0.44** (0.183)	0.487*** (0.113)
>30prot	0.181*** (0.053)	0.117 (0.085)	0.14 (0.145)	0 0	0.082** (0.037)
dem	0.145 (0.088)	0.133** (0.057)	0.134* (0.075)	0.272 (0.237)	0.681** (0.260)
_cons	1.282** (0.574)	0.447 (0.542)	0.448 (0.793)	-1.635 (1.179)	-2.02*** (0.501)
r2	0.528	0.637	0.384	0.479	0.849
adj r2	0.45	0.574	0.23	0.375	0.819
1.steg F-stat	8.82	4.66	2.50	4.8	1
overid p-verdi	0.991	0.136	0.225	0.199	0.069
N	72	28	21	19	25

Merk: lnbnpppp = ln til BNP målt ved PPP 1996, >30prot = dummy for > 30 % protestanter, dem = demokrati 1996, overid p-verdi = Hansen-Sargan p-verdi for overidentifisering. (i): sosialistisk rettsopphav = 0, (ii): sosialistisk rettsopphav = 1, (iii): kun Afrika, (iv): kun Latin-Amerika, (v): kun OECD.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Vedlegg 9

$$R^2 = ESS/TSS, \text{ hvor } ESS = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \text{ og } TSS = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$$

Adjusted R^2 er en modifisert versjon av R^2 :

$$\text{Adj } R^2 = \bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} \frac{SSR}{TSS} = 1 - \frac{s_{\hat{u}}^2}{s_Y^2}, \text{ hvor } SSR = \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$$

