

ERASMUS UNIVERSITEIT ROTTERDAM

Erasmus School of Economics

Bachelorscriptie Economie en Bedrijfseconomie

De relatie tussen economische groei en de kwaliteit van het openbaar bestuur

Naam student: Youri Verlinde

Studentnummer: 433963

Abstract

In deze scriptie is het verband tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur bestudeerd om het causaal verband tussen deze twee variabelen te bepalen. Oftewel, heeft economische groei effect op de kwaliteit van het openbaar bestuur en vice versa? Om de onderzoeksvraag te beantwoorden zijn reële economische groeicijfers geraadpleegd van het Internationaal Monetair Fonds. Verder is gebruik gemaakt van inflatiedata en *Worldwide Governance Indicators* scores, *proxy* indicatoren voor de kwaliteit van het openbaar bestuur, van de Wereldbank. De indicatoren zijn met een principale componenten analyse omgezet in één criterium, waarna de data is geanalyseerd aan de hand van *ordinary least squares* en *first-differences* regressies. De onderzoeksperiode voor de 180 bestuurde landen beslaat 2002 tot en met 2017. De resultaten van dit onderzoek suggereren dat economische groei geen significant effect heeft op de kwaliteit van het openbaar bestuur. Eveneens doen ze vermoeden dat de kwaliteit van het openbaar bestuur geen significant effect heeft op de economische groei van het land. Vanwege de beperkingen van dit onderzoek is niet te garanderen dat deze bevindingen het ware antwoord op de onderzoeksvraag zijn.

Begeleider: prof. dr. H. D. Webbink

Tweede beoordelaar: prof. dr. A. C. Grielen

Datum definitieve versie: 29 mei 2020

Het geschrevene in deze scriptie is de opvatting van de auteur en niet noodzakelijk die van Erasmus School of Economics of Erasmus Universiteit Rotterdam.

Inhoudsopgave

1. Inleiding	3
2. Theoretisch kader	5
3. Data	10
4. Empirische strategie	15
5. Resultaten	17
6. Discussie en conclusie	26
7. Literatuurlijst	28
Appendix A: Zimbabwe door de tijd heen	30
Appendix B: Overzicht Worldwide Governance Indicators	33
Appendix C: Toelichting principale componentenanalyse	34
Tabel 1. Resultaten Bartlett's Test van sfereïteit WGI-indicatoren.	34
Figuur 1. Scatterplot matrix WGI-indicatoren.	35
Tabel 2. Kaiser-Meyer-Olkin testresultaten WGI-indicatoren.	36
Tabel 3. Verklaarde variantie door hoofdcomponenten.	36
Figuur 2. Eigenwaardendiagram.	37
Appendix D: Correlaties kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie van de drie resterende uitgelichte subgroepen	38
Tabel 8. Correlatietabel tien best scorende landen: kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie.	38
Tabel 9. Correlatietabel tien grootste stijgers: kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie.	38
Tabel 10. Correlatietabel tien grootste dalers: kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie.	38

1. Inleiding

De toenemende droogte in Zimbabwe heeft geleid tot een sterke stijging van het voedseltekort in het land en in februari 2020 kampte 53 procent van de Zimbabweaanse bevolking met hongersnood (Plan International, 2020). Sterke inflatie, het gevolg van de in zeer zwaar weer verkerende Zimbabweaanse economie, heeft ertoe geleid dat de prijs van het nog in Zimbabwe beschikbare voedsel fors is gestegen, hetgeen de toegang tot voedsel voor de bewoners bemoeilijkt. Zo is in het in crisis verkerende land de prijs van brood in het laatste halfjaar van 2019 vertwintigvoudigd (IPS Vlaanderen, 2019). Het staat buiten kijf dat Moeder Natuur haar weerslag heeft gehad op de voedselproductie van Zimbabwe en de nationale economie. Zijn er desondanks dieper liggende oorzaken aan te wijzen voor de landelijke economische crisis en de ergste hongersnood in de geschiedenis van Zimbabwe (Nederlands Dagblad, 2019)? In appendix A wordt dit uitvoerig uiteengezet.

Uit de uiteenzetting in appendix A blijkt dat de Zimbabweaanse overheid tot nog toe niet in staat is gebleken een goed functionerend overheidsapparaat te creëren. Evenmin is de staat erin geslaagd economische voorspoed te bewerkstelligen en de welvaart voor zijn bevolking te vergroten. Door de wisselwerking tussen de economische en politieke instituties is er een zelfversterkend effect ontstaan. Dit heeft verder afbreuk gedaan aan de kwaliteit van het overheidsapparaat en tegelijkertijd bijgedragen aan het economisch falen van Zimbabwe, oftewel de kwakkelende economie en de armoede. Ervan uitgaande dat de kwaliteit van het overheidsapparaat niet alleen afhangt van de in-/exclusiviteit van de politieke instituten, is er dan ook sprake van wederzijdse afhankelijkheid tussen economische groei en het bredere politieke concept?

In de wetenschappelijke literatuur wordt over het geheel genomen de kwaliteit van het openbaar bestuur, mede bepaald door de factoren politieke stabiliteit en effectiviteit van het overheidsbeleid, gezien als doorslaggevend voor economische groei (Ahrens en Meurers, 2002; Rivera-Batiz, 2002). Kurtz en Schrank (2007) trekken dit verband in twijfel en kwamen tot de conclusie dat er meer aanleiding is om aan te nemen dat economische groei een positief effect heeft op kwaliteit van het openbaar bestuur. Ze beschouwen de veronderstelde omgekeerde oorzaak-gevolg relatie niet als een vaststaand feit. Wel benadrukten de onderzoekers dat hun bevindingen erop duiden dat het juiste antwoord op de vraag 'Leidt

goed openbaar bestuur tot economische groei of leidt economische voorspoed tot beter bestuur?’ nog niet is gevonden. In deze scriptie wordt getracht dichter bij de waarheid te komen door de richting van causaliteit te onderzoeken met *first-differences* regressiemodellen.

De onderzoeksvraag is dus:

‘Wat is het causaal verband tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur?’

Het causaal verband wordt bestudeerd aan de hand van de *Worldwide Governance Indicators* (WGI), die als proxy dienen voor de kwaliteit van het openbaar bestuur. Hierbij wordt de overheid beoordeeld op de volgende zes indicatoren: politieke stabiliteit, kwaliteit van de regelgeving, effectiviteit van de overheid, stem van en verantwoording naar de inwoners, corruptiebestrijding en kwaliteit van de rechtsstaat. Economische groei zal worden gemeten als de procentuele toename van het reëel bruto binnenlands product over een periode van 1 jaar. Het te onderzoeken causaal verband zal worden bestudeerd aan de hand van eerste-verschillen regressies met inflatie als controlevariabele. Hierbij zal de aanwijzing van de twee centraal staande grootheden als onafhankelijke en afhankelijke variabele verschillen tussen de regressies om de richting van causaliteit vast te stellen.

In het vervolg van deze scriptie worden allereerst twee hypotheses geformuleerd in het theoretisch kader op basis van de wetenschappelijke literatuur aangaande het verband tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur. In de daarop volgende datasectie zal het dataverzamelingsproces worden beschreven, evenals de uitgevoerde exploratieve data-analyse ter verkenning van de gebruikte gegevens. Aansluitend volgt in de sectie empirische analyse de toelichting op de bij dit onderzoek gehanteerde modellen en analysetechniek, waarvan de resultaten zullen worden getoond in de erop volgende resultatensectie. Uit de resultaten blijkt geen significant effect van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur en vice versa. De discussie en conclusie begint met een uiteenzetting van de beperkingen van het onderzoek en de hieruit voortvloeiende consequenties voor de interpretatie van de resultaten, op basis waarvan de onderzoeksvraag zal worden beantwoord. Suggesties voor vervolgonderzoek vormen de afsluiting van dit werk.

2. Theoretisch kader

In deze scriptie is de relatie onderzocht tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur. “Openbaar bestuur is het plannen, organiseren, aansturen, coördineren en controleren van de overheidsactiviteiten.” (Morsher, Page en Chapman, 2013)

In de wetenschappelijke literatuur wordt vaak gevonden dat goed openbaar bestuur leidt tot economische groei (Ahrens en Meurers, 2002; Rivera-Batiz, 2002). Rivera-Batiz (2002) laat hierbij het belang van zien van het democratisch gehalte. Uit de cross-sectie analyse volgt dat democratische instanties transparantie en persvrijheid bevorderen daarmee corruptie beperken, in dit geval beschouwd als ambtelijke uitbuiting van de marktsector door het verstrekken van licenties uitsluitend in ruil voor steekpenningen. Zodoende is een hoger democratisch gehalte een stimulans voor innovatie, technologische ontwikkeling en daarmee ook voor economische groei.

Volgens Ahrens en Meurers (2002) heeft de effectiviteit van de regelgeving, een ander aspect van *quality of governance*, een direct positief effect op economische groei. Daarnaast zijn duidelijke normen en waarden in combinatie met heldere definiëring van de wet ook groeiaanjagers, evenals goede handhaving van wet- en regelgeving middels rechtspraak en politie, aldus Ahrens en Meurers. Aan deze hoofdbevinding is nog één element toegevoegd. Effectieve regelgeving en duidelijke spelregels binnen de samenleving, de voorwaarden voor economische voorspoed, komen uitsluitend tot stand onder gedegen openbaar bestuur.

De resultaten van Jalilian, Kirkpatrick en Parker (2007) duiden op een positief effect van kwaliteit van het openbaar bestuur op economische groei. De auteurs wijzen hierbij wel op het feit dat de interpretatie van causale effecten van de individuele aspecten van kwaliteit van het openbaar bestuur op economische groei betwistbaar is vanwege de potentiële sterke complementariteit. Verder geven ze aan vertekening van de resultaten door omgekeerde causaliteit niet uit te sluiten. De auteurs geven te kennen dat verder onderzoek gewenst is aangaande de richting van causaliteit tussen economische groei en *quality of governance*. Ook de resultaten van Kurtz en Schrank (2007) hebben onzekerheid omtrent de relatie tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur doen ontstaan. Deze auteurs gaan nog een stap verder dan Jalilian et al. en beschouwen een positief effect van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur aannemelijker dan de opvatting waar de meeste

onderzoekers zich achter scharen. De veronderstelde omgekeerde causaliteit wordt zowel empirisch als theoretisch onderbouwd. Zo kwamen in Azië effectief herverdelingsbeleid van de overheid pas van de grond nadat de Aziatische Tijgers snelle economische groei doormaakten (Kurtz en Schrank, 2007). Daarnaast werden meerdere Westerse landen in de tijd dat ze industriële transitie ondergingen gekenmerkt door ineffectief overheidsbeleid en corruptief bestuur, hetgeen treffend tot uiting komt in het volgende citaat: “Als gevolg van deze ontwikkeling [= de aanhoudende economische groei in de Verenigde Staten van 1860 tot en met het begin van de twintigste eeuw] werden aanzienlijke verbeteringen in de kwaliteit van het openbaar bestuur gerealiseerd op het gebied van federaal toezicht op de geldhoeveelheid, bankzaken, handel tussen staten, (...) en de regulering van monopolistische markten.” (Kurtz en Schrank, 2007, p.541)

Ook dragen Kurt en Schrank in hun werk uit 2007 aan dat politiek beleid effectiever is in landen met een hogere mate van economische ontwikkeling. Bovendien, meer economische bedrijvigheid leidt tot meer inkomsten en minder uitgaven voor de overheid. Zodoende wordt ze in staat geacht een groter deel van de problemen binnen de samenleving aan te pakken in tijden van economische groei, hetgeen zich vertaalt in een hogere kwaliteitscijfers voor de overheid. Zodoende luidt de eerste hypothese: *economische groei leidt tot verbetering van de kwaliteit van het openbaar bestuur.*

Kurtz en Schrank (2007) gaven aan dat de gemeten positieve effecten van de openbare bestuurskwaliteit op de economische groei vertekend kunnen zijn, hetgeen de gedane bewering van de plausibelere omgekeerde causaliteit ondersteunt. Allereerst zijn de geconstateerde effecten binnen een aanzienlijk deel van de onderzoeken gebaseerd op cross-sectione analyses. Hierdoor zijn de resultaten van onder meer Rivera-Batiz uit 2002 vatbaar voor *perception bias*. Immers, de waardeoordelen aangaande de bestuurskwaliteit verschillen van mens tot mens. Bij vergelijking tussen landen kan zodoende door een *confounder* een schijnverband ontstaan tussen de economische groeicijfers en de overheidsbeoordelingen. Daarnaast is de validiteit van een aanzienlijk deel van de longitudinale onderzoeken discutabel daar hiervoor uitsluitend ontwikkelingslanden zijn bestudeerd. Het is aannemelijk dat een basaal niveau van openbaar bestuur een voorwaarde is voor economische voorspoed, de *threshold*, terwijl na het bereiken van de drempelwaarde het effect van verdere verbeteringen in het openbaar bestuur op de economische groei afneemt (Kurtz en Schrank, 2007). De landen in transitie passeren gedurende de onderzoeksperiode mogelijk de drempelwaarde, hetgeen zich kan vertalen in aanzienlijke economische groei op het

passermoment waarna de groei afremt. Hiermee zou het positieve effect van de verbeteringen binnen het openbaar bestuur op de economische ontwikkeling echter worden overschat. Vandaar dat wordt aangenomen dat de werkelijke effecten beduidend lager liggen dan blijkt uit de wetenschappelijke literatuur. De tweede hypothese luidt dan ook: *beter openbaar bestuur leidt niet tot economische groei.*

3. Data

Economische groei zal worden gemeten als de procentuele verandering van het reëel bruto binnenlands product over een periode van 1 jaar. Negatieve economische groei, ofwel economische krimp, valt derhalve in deze scriptie ook onder het begrip economische groei. De voor dit onderzoek gebruikte economische groeicijfers zijn afkomstig van de *World Economic Outlook* dataset te vinden op de website van het International Monetair Fonds. Verder is de website van de Wereldbank geraadpleegd voor het verzamelen van de Worldwide Governance Indicators data. De dataverzameling beslaat de periode 1996 tot en met 2018 en bevat voor meer dan 200 landen metingen van zes aspecten die de kwaliteit van het openbaar bestuur weerspiegelen. Van 1996 tot 2002 zijn de aspecten om het jaar gemeten en de resterende periode is er sprake van jaarlijkse overzichten.

Bij dit onderzoek is met het oog op de beperkte beschikbaarheid van de data aan het begin en het eind van de periode waarop de dataset betrekking heeft de onderzoeksperiode vastgesteld op 2002 tot en met 2017.

De kwaliteit van het openbaar bestuur wordt gemeten aan de hand van de Worldwide Governance Indicators. Deze maatstaven drukken de kwaliteit van het openbaar bestuur uit in zes afzonderlijke scores, die elk een ander aspect van het bestuur belichten. Een overzicht deze invalshoeken met omschrijving is in appendix B toegevoegd.

De WGI-scores zijn subjectief van aard en geven de meningen weer van brede groep geïnformeerde belanghebbenden, waaronder huishoudens en bedrijven, experts werkzaam in de publieke en private sector en non-gouvernementele organisaties (Kaufmann, Kraay & Mastruzzi, 2009).¹ Per WGI-indicator zijn verschillende aspecten beoordeeld met elk een eigen score. Aan de hand van het *Unobserved Componenten model* hebben Kaufmann, Kraay en Mastruzzi (2009) de individuele scores omgezet in één gezamenlijke score per WGI-categorie.

De samengestelde waarden zijn gewogen gemiddeldes van de individuele scores, waarbij aan nauwkeurigere metingen een hoger gewicht is toegekend dan minder precieze waardes. Voor

¹ Eigen percepties vormen, hoewel ze worden beïnvloed door feiten, de basis voor economische beslissingen en passen daarom beter in deze context. Bovendien is een aantal aspecten van kwaliteit van het openbaar bestuur niet (nauwkeurig) objectief te meten, zoals corruptie (Kaufmann et al., 2009).

dit onderzoek is de algehele bestuurskwaliteit van belang, de zes onderliggende aspecten afzonderlijk niet. In deze scriptie wordt de ‘Bestuursindex’ geïntroduceerd om de kwaliteit van het openbaar bestuur uit te kunnen drukken in één overkoepelende maatstaf. Gegeven de afwezigheid van een overkoepelend beoordelingscriterium in de (wetenschappelijke) literatuur is besloten de Bestuursindex te construeren aan de hand van de WGI. De weging van de indicatoren is bepaald aan de hand van een principale componentenanalyse (PCA), omdat deze aanpak resulteert in een nauwkeurigere beschrijving van de WGI dan een ongewogen index. In appendix C wordt de uitgevoerde PCA-analyse in details besproken. Tabel 4 toont de resultaten van de PCA-analyse: de niet-geroteerde ladingen van de 6 WGI-indicatoren op basis waarvan Component 1 is samengesteld.² Deze waardes komen overeen met de weging binnen de Bestuursindex, daar alleen het eerste component is meegenomen bij het samenstellen van de index.

Tabel 4. PCA resultaten: samenstelling Component 1, de Bestuursindex.

Component 1 / Bestuursindex (niet geroteerde componenten)	
Variabele	Wegingsfactor (*100)
Politieke stabiliteit en afwezigheid van geweld/terrorisme	36.29
Inspraak, verantwoording en politieke vrijheid	38.20
Kwaliteit van regelgeving	41.63
Effectiviteit van overheid	42.45
Corruptiebestrijding	42.52
Kwaliteit van rechtstaat	43.37

Variabelen zijn gerangschikt op basis van de wegingsfactor (van laag naar hoog).

Uit tabel 4 blijkt dat de weging van de aspecten varieert van ongeveer 0.36 tot circa 0.43. De laatste 4 indicatoren in de tabel hebben nagenoeg dezelfde wegingsfactor. De twee laagste scores wijken ten opzichte van de hoogste wegingsfactor relatief gezien wel degelijk af met een ruim 10% lager gewicht.

De Bestuursindex is een maatstaf voor de algehele bestuurskwaliteit van een land in een bepaald jaar. Deze score is berekend als een gewogen gemiddelde van de zes WGI-scores van het betreffende land en jaar, waarvan de gewichten dus zijn terug te vinden in tabel 4.

² Er is voor gekozen de componenten niet te roteren. Rotatie zou in dit geval tot dezelfde resultaten, aangezien er slechts één component geselecteerd in de PCA-analyse.

Aan de hand van de beschrijvende statistieken van de economische groei data en de samengestelde Bestuursindex wordt een indruk gegeven van de statistische kenmerken van deze variabelen. Tabel 5 toont dat het aantal observaties van beide variabelen vrijwel gelijk is met een totaal van rond de 2800. De gemiddelde score van de Bestuursindex is met een waarde van 0.00 nagenoeg gelijk aan het gemiddelde van de minimumwaarde van grofweg -5 en de maximumscore van rond de 5 (zie tabel 5). De mediaan van de index ligt circa een halve punt onder het gemiddelde van 0.00, wat betekent dat de verdeling van de Bestuursindex rechtsscheef is. Dat impliceert dat er verhoudingsgewijs veel lage scores zijn, wat suggereert dat er naar verhouding veel landen zijn met een lage kwaliteit van het openbaar. Verder blijkt uit de tabel dat van de variabele economische groei het gemiddelde 0.04 hoger is dan de mediaan. Aangezien dat de scores van deze grootheid binnen de dataset variëren van -66.7 tot 124.7 is de scheefheid, die blijkt uit de positieve afwijking van het gemiddelde ten opzichte van de mediaan, te verwaarlozen (zie tabel 5).

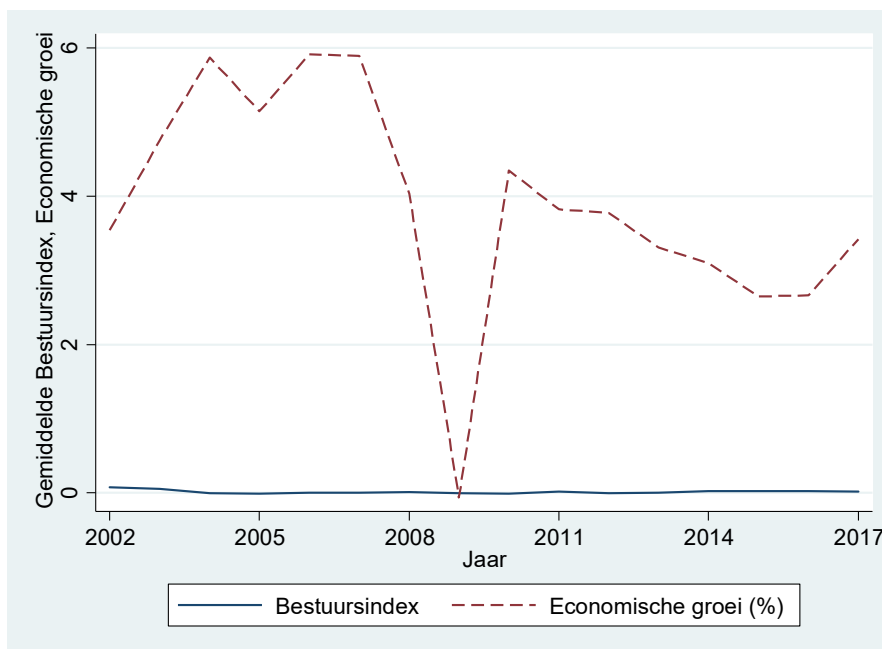
Tabel 5. Beschrijvende statistieken kwaliteit van het openbaar bestuur en economische groei.

Variabele	Obs.	Gem.	Mediaan	Std. Dev.	Min.	Max.
Bestuursindex	2785	0.00	-0.45	2.26	-5.04	4.98
Economische groei	2814	3.84	3.80	5.90	-66.7	124.7

Verder is in tabel 5 af te lezen dat de standaarddeviatie van de Bestuursindex 2.26 bedraagt. Dit is in vergelijking met de spreiding in economische groei vrij veel, hoewel van deze laatste variabele de standaardafwijking meer dan twee keer zou groot is. Wanneer de absolute schaalverdelingen van beide variabelen in ogenschouw wordt genomen, oftewel het verschil tussen de minimum- en maximumwaarde, dan is de spreiding van de Bestuursindex relatief gezien groter (zie tabel 5).

De beschrijvende statistieken in tabel 5 geven weliswaar een beeld van de onderzoeksvariabelen uit de dataset, maar ze bieden geen inzicht in de ontwikkeling van de kwaliteit van het openbaar bestuur en economische groei gedurende de onderzoeksperiode lopende van 2002 tot en met 2017. Uit figuur 3 blijkt dat de gemiddelde Bestuursindex score voor alle landen binnen de dataset over de tijd stabiel te zijn met een waarde van grofweg 0 (in lijn met tabel 5), in ieder geval van 2002 tot en met 2017. Ook is in de figuur te zien dat de gemiddelde economische groei van de gehele landenverzameling varieert van een lichte krimp

rond 2009, tijdens de kredietcrisis, tot grofweg 6%. Ook is uit de figuur af te leiden dat de gemiddelde economische groei van alle landen uit de dataset is aan het eind van de onderzoeksperiode (nagenoeg) gelijk is aan de gemiddelde economische groei in 2002. Dit groeicijfer lijkt iets onder het gemiddelde van de gehele onderzoeksperiode, 3.84 (zie tabel 5) te liggen. Uit figuur 3 blijkt dat de in dit onderzoek centraal staande variabelen geen overeenkomstig patroon vertonen.



Figuur 3. Economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur, 2002-2017.

Om een indruk te krijgen van de samenhang tussen economische groei, de kwaliteit van het openbaar bestuur en de controlevariabele inflatie, waarvan de data eveneens afkomstig is van de Wereldbank en betrekking heeft op de periode en landenverzameling als de WGI-indicatoren, is een correlatieanalyse toegepast. Hierbij is gekeken naar zowel de steekproef als geheel, oftewel alle landen binnen de dataset, als de volgende vier uitgelichte deelverzamelingen: de tien landen met laagste (hoogste) score op de Bestuursindex in 2002 en de tien landen met de sterkste daling (stijging) van de Bestuursindex score in de periode 2002 tot en met 2017³. Landen waarvan er geen data beschikbaar was van de centraal staande

³ In het vervolg zullen deze groepen landen met een kortere benaming worden aangeduid. De tien landen met laagste (hoogste) score op de Bestuursindex in 2002 zullen worden benoemd als de tien slechts (best) scorende landen en de tien landen met de sterkste daling (stijging) van de Bestuursindex score in de periode 2002 tot en met 2017 zullen worden omschreven als de tien grootste dalers (stijgers).

grootheden of van de controlevariabele inflatie zijn in het vervolg van het onderzoek buiten beschouwing gelaten, waarna er 180 landen zijn overgebleven.

Uit tabel 6 blijkt voor de gehele steekproef een significante negatieve correlatie te bestaan tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur ($r = -0.14$, p -waarde < 0.01), terwijl er werd aangenomen dat de eerste factor een positief effect heeft op de tweede variabele. Verder laat de tabel zien dat er bij deze verzameling landen sprake is van een negatief, maar significant verband tussen de Bestuursindex en inflatie enerzijds ($r = -0.28$, $p < 0.01$) en inflatie en economische groei ($r = -0.04$, $p < 0.05$) anderzijds.

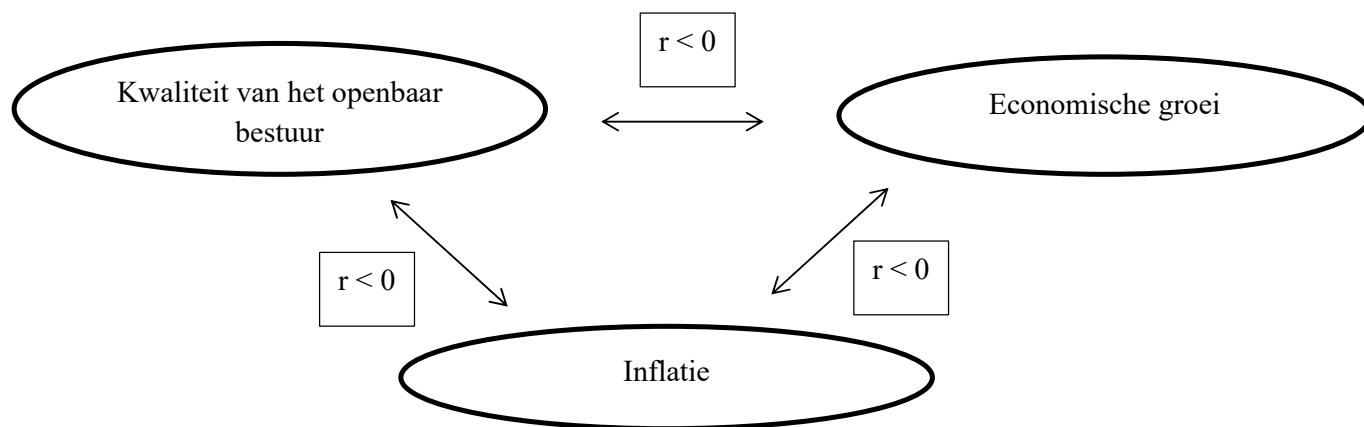
Tabel 6. Correlatietabel kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie.

Variabele	Bestuursindex	Economische groei	Inflatie
Bestuursindex	1.00		
Economische groei	-0.14**	1.00	
Inflatie	-0.28**	-0.04*	1.00

$n = 2709^4$; * Correlatie is significant bij een α van 0.05; ** Correlatie is significant bij een α van 0.01.

Aangezien uit tabel 6 blijkt dat inflatie met beide onderzoeksvariabelen negatief gecorreleerd is, kan deze variabele geen schijnverband hebben gecreëerd dat de negatieve correlatie tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur (af te lezen uit dezelfde tabel) zou kunnen verklaren. Figuur 4 geeft hiervan een schematische weergave.

⁴ (171) observaties met ontbrekende waarden voor één of meerdere variabelen uit de correlatietabel zijn buiten beschouwing gelaten, wat betekent dat de correlaties binnen de subgroep zijn berekend op basis van een gelijke verzameling aan landen.



Figuur 4. Schematische weergave correlaties kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie.

Het verband tussen inflatie en kwaliteit van het openbaar bestuur is met correlatiecoëfficiënt van -0.14 wederom negatief, maar ditmaal niet significant bij een α van 0.05 voor de tien landen met de laagste score op de Bestuursindex in 2002 (zie tabel 7). Verder blijkt uit de tabel dat het verband tussen de economische factoren in dit geval afwijkt ten opzichte van de gehele verzameling aan landen. Immers, hier is er sprake van een niet-significant positief verband tussen inflatie en economische groei ($r = 0.09$ en $p > 0.05$). Ten slotte volgt uit de tabel dat de correlatiecoëfficiënt tussen kwaliteit van het openbaar bestuur en economische groei eveneens -0.14 bedraagt. Deze samenhang is, in tegenstelling tot bij de gehele steekproef, bij een α van 0.05 niet significant. Voor deze groep landen zou aan deze negatieve associatie wel een door inflatie veroorzaakt schijnverband ten grondslag kunnen liggen.

Tabel 7. Correlatietabel tien slechtst scorend landen: kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie.

Variabele	Bestuursindex	Economische groei	Inflatie
Bestuursindex	1.00		
Economische groei	-0.14	1.00	
Inflatie	-0.14	0.09	1.00

$n = 146^5$; * Correlatie is significant bij een α van 0.05; ** Correlatie is significant bij een α van 0.01.

⁵ (14) observaties met ontbrekende waarden voor één of meerdere variabelen uit de correlatietabel zijn buiten beschouwing gelaten, wat betekent dat de correlaties binnen de subgroep zijn berekend op basis van een gelijke verzameling aan landen.

De samenhang tussen kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie vertoont veel gelijkenissen tussen de 10 best scorende landen en de tien sterkste stijgers en dalers. Zoals te zien in tabel 8, 9 en 10 van appendix D, is de correlatie tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur met waarden van respectievelijk 0.03, 0.10 en 0.03 in alle drie de gevallen positief. De correlaties zijn significant bij een α van 0.01. Zoals te zien in de tabellen 8, 9 en 10 van appendix D, is de samenhang tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur voor alle drie de groepen significant bij een α van 0.01. De correlaties zijn positief met correlatiecoëfficiënten van respectievelijk 0.03, 0.10 en 0.03. Verder valt uit de tabellen af te leiden dat de correlatie tussen kwaliteit van het openbaar bestuur en inflatie achtereenvolgens -0.23, -0.38 en -0.31 bedraagt. Ook hiervoor geldt dat de correlaties significant zijn bij een significantieniveau van 1%. De tabellen in appendix D laten zien dat het verband tussen economische groei en inflatie negatief is voor zowel de tien landen met de beste score op de Bestuursindex in 2002 ($r = -0.05$) als voor de tien grootste dalers ($r = -0.16$). Tot slot tonen de tabellen een positieve correlatie tussen de economische variabelen ($r = 0.14$) voor de tien landen die in de periode 2002 tot en met 2017 hun score op de Bestuursindex het meest zagen stijgen. Geen van deze drie correlaties is significant bij een α van 0.05.

4. Empirische strategie

Het te onderzoeken causaal verband zal met allereerst met ordinary least squares (OLS) regressies worden bestudeerd. Vervolgens zijn first-differences modellen toegepast om voor versturende tijdsinvariante factoren te corrigeren. De aanwijzing van de bestuurskwaliteit en economische groei als onafhankelijke en afhankelijke variabele zal verschillen tussen de regressiemodellen om de richting van causaliteit vast te stellen.

Gegeven de relatief grote hoeveelheid landen (180) in de dataset en het beperkte aantal tijdsperiodes, de onderzoeksperiode is 2002-2017, is het lastig een constante te schatten voor ieder land binnen een individuele (hier: landen) fixed-effects regressie. Er is daarom gekozen om de fixed-effects te schatten aan de hand van een eerste-verschillen model.

Binnen de causale relatie wordt een *time lag* verondersteld van 1 periode (1 jaar). Causale effecten binnen een jaar zijn niet vast te stellen, want om van causaliteit te kunnen spreken dient de oorzaak vooraf te gaan aan het gevolg en op basis van de dataset is de chronologie binnen een jaar niet vast te stellen. Dientengevolge wordt in de regressies de verklarende variabele uitsluitend als lag opgenomen. Hierdoor lopen binnen het eerste-verschillen regressiemodel de waardes van de x-variabele, evenals de eerste verschillen, dus telkens 1 jaar ‘achter’ op de (eerste verschillen van) de y-variabele.

Hetzelfde geldt voor het als controlevariabele meegenomen vertraagde effect van inflatie. Quality of governance hangt sterk samen met de economische groei in het recente verleden (Kurtz en Schrank, 2007). Een crisis hangt samen met zowel het overheidsbeleid als de groei van de reële economie en is dan ook een confounder. Daar het prijspeil sterk gecorreleerd is met conjuncturele ontwikkelingen, een crisis, zal corrigeren voor inflatie dus impliciet (maar imperfect) controleren voor het versturende effect van bijvoorbeeld een crisis. In de datasetie werd eveneens geconstateerd dat voor de bij dit onderzoek gebruikte data sprake is van een significante (negatieve) correlatie tussen inflatie en economische groei enerzijds en inflatie en de kwaliteit van het openbaar bestuur anderzijds voor de hele landenverzameling.

De OLS (1) en de first-difference (2) regressiemodellen behorende bij het toetsen van de hypothesen zien er dus schematisch als volgt uit:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it-1} + \beta_2 \text{Inflatie}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \beta_1 (X_{it-1} - X_{it-2}) + \beta_2 (\text{Inflatie}_{it-1} - \text{Inflatie}_{it-2}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (2)$$

Bij het toetsen van de eerste hypothese, economische groei leidt tot verbetering van de kwaliteit van het openbaar bestuur, is Y_{it} is de Bestuursindex van land i in het jaar t . De reële groei van het bbp van land i is de x -variabele. Bij het toetsen van de tweede hypothese, beter openbaar bestuur leidt niet tot economische groei, zijn de x - en y - variabele dus omgedraaid in (1) en (2). Inflatie is een controlevariabele die varieert per land en over tijd. Als benadering voor inflatie is de consumenten prijsindex (CPI) genomen in plaats van de bbp-deflator. De bbp-deflator is per definitie negatief gecorreleerd met het reële bbp (Sarel, 1996)⁶, terwijl tabel 6 liet zien dat het negatieve verband tussen reële economische groei en inflatie gemeten via de CPI-benadering niet significant is. Bij het hanteren van de bbp-deflator methode zou er dus multicollineariteit zijn opgetreden.

Het inflatieverschil in (2) is uitgedrukt in procentpunten aangezien de grootheid zelf als percentage gemeten is, hetgeen ook opgaat voor economische groei. Voor alle tijdsinvariante landspecifieke factoren is in (2) impliciet gecontroleerd. ε_{it} is de foutterm en de bèta's zijn de regressiecoëfficiënten.

⁶ Reëel bbp = (nominaal bbp : bbp deflator) .

Bron: Ganti, 2020.

5. Resultaten

De resultatensectie is in twee stukken onderverdeeld. In het eerste deel worden de toetsresultaten behorende bij hypothese 1 besproken en in het tweede gedeelte zijn voor hypothese 2 de testresultaten gepresenteerd en geanalyseerd.

Hypothese 1: economische groei leidt tot verbetering van de kwaliteit van het openbaar bestuur.

Allereerst is een enkelvoudige lineaire regressie uitgevoerd om een eerste indruk te krijgen van het effect van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur. Model 1 in tabel 11 toont dat de coëfficiënt van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur in deze enkelvoudige regressie een op 2 decimalen afgeronde waarde heeft van -0.07. Deze waarde is significant ($p < 0.05$), wat suggereert dat (reële) economische groei een significant negatief effect heeft op de kwaliteit van het openbaar bestuur. Aangezien de waarde '0' voor (reële) economische groei in de dataset binnen het bereik van deze variabele ligt (zie tabel 5) en tevens meer dan tien keer voorkomt binnen de data, is de constante term binnen het regressiemodel interpreteerbaar. Uit de coëfficiënt van de constante term van 0.32 (zie tabel 11) volgt dat landen die economische groei noch krimp kenden gemiddeld genomen 0.32 scoorden op de Bestuursindex. Dat is hoger dan de gemiddelde waarde voor alle landen binnen de gehele onderzoeksperiode (zie tabel 5).

Tabel 11. Lineaire-regressieresultaten voor de relatie tussen kwaliteit van het openbaar bestuur en economische groei.

Variabele	Bestuursindex _t	
	Model 1	Model 2
Economische groei _{t-1}		
Coëfficiënt (*100)	-6.59	-7.05
Standaardfout (*100)	0.01	0.01
P-waarde	< 0.01	< 0.01
Inflatie _{t-1}		
Coëfficiënt		-0.05
Standaardfout (*100)		0.35
P-waarde		< 0.01
Constante		
Coëfficiënt	0.32	0.61
Standaardfout	0.05	0.05
P-waarde	< 0.01	< 0.01
R ²	0.03	0.09
Observaties	2702	2702
F-test		F(2, 2699) = 135.01 P(F ≥ 135.01) < 0.01

De F-test toetst de gezamenlijke significantie van de variabelen in Model 2.

Model 2, in de laatste kolom van tabel 11, toont aan dat de in Model 1 geschatte coëfficiënt van economische groei, in de middelste kolom van dezelfde tabel, biased is. Immers, bij het toevoegen van inflatie als controlevariabele daalt β_1 naar een waarde van -7.05; de overschrijdingskans neemt toe tot 0.92 (zie tabel 11). Dus de confounder inflatie zorgt in Model 1 voor een opwaartse *omitted variable bias (OVB)*.⁷ Of het werkelijke effect van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur positief dan wel negatief is en hoger of lager ligt dan wat is gemeten in Model 2 kan hieruit niet worden geconcludeerd: het is niet uit te sluiten dat in Model 2 er nog steeds sprake van *omitted variable bias* (opwaarts dan wel benedenwaarts).

⁷ Er is gekozen voor gelijke steekproefopstellingen om de resultaten van de regressiemodellen beter met elkaar te kunnen vergelijken zodat een betere indruk kan worden gevormd van de *omitted variable bias*.

De R^2 is voor zowel Model 1 als 2 in tabel 11 laag: voor het eerstgenoemde is deze waarde 0.03 en 0.09 voor het uitgebreidere regressiemodel. Inflatie en economische groei verklaren samen dus nog geen 10 procent van de variatie in de kwaliteit van het openbaar bestuur. Dit betekent dat het merendeel van de variabiliteit van de laatst genoemde grootheid door andere factoren wordt verklaard. Wel blijkt uit de F-test resultaten dat deze twee factoren gezamenlijk een significant effect hebben op de kwaliteit van het openbaar bestuur ($F = 135.01$, p-waarde < 0.01).

Vervolgens is het effect van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur bestudeerd aan de hand van eerste-verschillen regressies om voor tijdsinvariante factoren te controleren en het voor Model 1 en 2 geschetste OVB-probleem gedeeltelijk op te lossen. Ook hier is eerst de controlevariabele inflatie buiten beschouwing gelaten om een impressie te krijgen van het onderzochte effect. Waar de standaard regressiemodellen in tabel 11 duiden op een negatief effect van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur laat tabel 12 zien dat in Model 3, het first-difference regressiemodel zonder tijdsafhankelijke controlevariabelen, de coëfficiënt van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur 0.0008 bedraagt. Deze waarde is met een p-waarde van 0.70 niet significant, wat de indruk wekt dat een sterkere economische groei niet leidt tot een significante verandering van de kwaliteit van het openbaar bestuur.

Tabel 12. Resultaten eerste-verschillen regressies voor de relatie tussen kwaliteit van het openbaar bestuur en economische groei.

Variabele	$\Delta BI (BI_t - BI_{t-1})^{(1)}$	
	Model 3	Model 4
Δ Ec. groei (Ec. groei _{t-1} - Ec. groei _{t-2}) ⁽²⁾		
Coëfficiënt (*100)	0.08	0.02
Standaardfout (*100)	0.19	0.19
P-waarde	0.70	0.92
Δ Inflatie (Inflatie _{t-1} - Inflatie _{t-2})		
Coëfficiënt (*100)		-0.57
Standaardfout (*100)		0.13
P-waarde		< 0.01
R ² (*100)	0.01	0.69
Observaties	2671	2671
F-test ⁽³⁾		F(2, 2669) = 9.28 P(F ≥ 9.28) < 0.01

⁽¹⁾ BI = Bestuursindex

⁽²⁾ Ec. groei = Economische groei

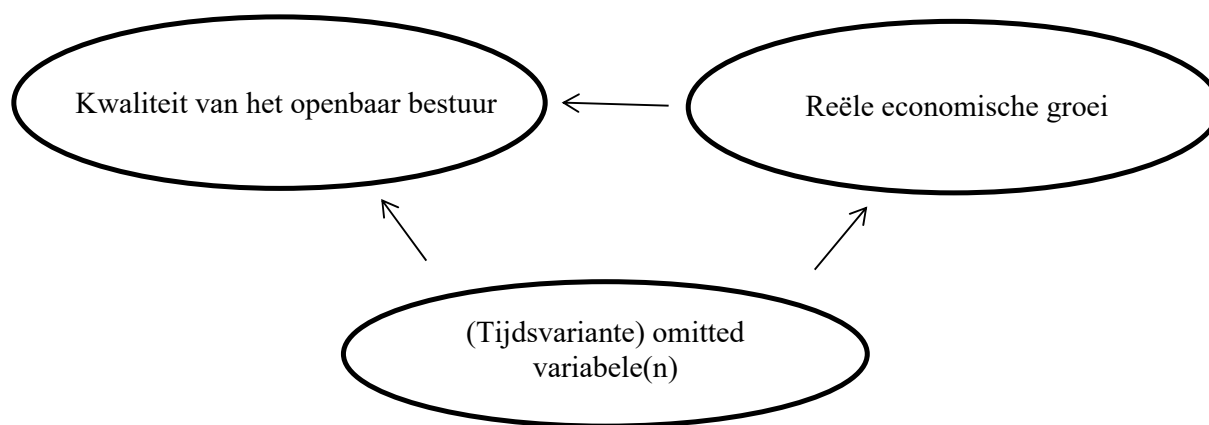
⁽³⁾ De F-test toetst de gezamenlijke significantie van de variabelen in Model 4.

Uit Model 4, weergegeven in de laatste kolom van tabel 12, blijkt dat de geschatte coëfficiënt in Model 3 biased ondanks dat in dit model impliciet gecontroleerd is voor tijdsinvariante factoren: door het toevoegen van de tijdsafhankelijke grootheid inflatie als controlevariabele daalt β_1 naar 0.0002.⁸ Dus de confounder inflatie zorgt ook in Model 3 voor een opwaartse bias. Met een overschrijdingskans van 0.92 is het gemeten effect van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur in Model 4 niet significant (zie tabel 12), wat er wederom op duidt dat een toename van de economische groei niet leidt tot een significante verandering van de kwaliteit van het openbaar bestuur. Of het werkelijke effect sterker positief is dan gemeten, minder sterk maar nog wel positief of negatief is kan hieruit niet worden geconcludeerd: het is niet uit te sluiten dat in Model 4 er nog steeds sprake van *omitted variable bias* (opwaarts dan wel benedenwaarts).

⁸ De steekproefsamenstellingen zijn gelijk gemaakt, zodat de resultaten van de regressiemodellen beter met elkaar kunnen worden vergeleken en de omitted variable bias nauwkeuriger kan worden gegeven.

Evenals voor Model 1 en 2 (zie tabel 11), is de R^2 is voor Model 3 en 4 laag: voor zowel Model 3 als Model 4 kleiner dan 0.01 (zie het onderste gedeelte van tabel 12). Inflatie en economische groei verklaren gezamenlijk dus minder dan 1 procent van de variatie in de kwaliteit van het openbaar bestuur. Net als in Model 1 en 2 is binnen Model 3 en 4 het merendeel van de variabiliteit in de openbare bestuurskwaliteit toe te schrijven aan andere factoren. Uit de resultaten van F-test voor gezamenlijke significantie dat inflatie en economische groei gezamenlijk een significant effect hebben op de kwaliteit van het openbaar bestuur ($F = 9.28$, p -waarde < 0.01).

Voor tijdsinvariante factoren is impliciet gecontroleerd binnen de eerste-verschillen regressies, wat inhoudt dat ze binnen deze modellen niet kunnen leiden tot OVB, ook al zijn ze niet expliciet opgenomen in deze analyse. Binnen de first-differences regressies zullen de weggelaten tijdsafhankelijke variabelen die samenhangen met de kwaliteit van het openbaar bestuur zullen wel de regressiecoëfficiënt van het BBP vertekenen, tenzij ze niet met de deze economische grootheid samenhangen, hetgeen figuur 4 schematisch weergeeft. Afwezigheid van de genoemde samenhang zou betekenen dat de pijl rechtsonder in het diagram wegvalt.⁹



Figuur 5. Omitted variable bias diagram behorende bij de eerste-verschillen regressies.

Hypothese 2: beter openbaar bestuur leidt niet tot economische groei.

⁹ In figuur 3 is mogelijke ter versimpeling omgekeerde causaliteit buiten beschouwing gelaten.

Tabel 13 toont de regressieresultaten van de standaard OLS-modellen bijbehorende bij het toetsen van deze hypothese. Deze dienen wederom om een eerste indruk te krijgen van het onderzochte effect. Wederom is gekozen voor gelijke steekproeven.

Tabel 13. Lineaire-regressieresultaten voor de relatie tussen kwaliteit van het openbaar bestuur en economische groei.

Variabele	Economische groei _t	
	Model 5	Model 6
Bestuursindex _{t-1}		
Coëfficiënt	-0.39	-0.45
Standaardfout	0.05	0.05
P-waarde	< 0.01	< 0.01
Inflatie _{t-1}		
Coëfficiënt		-0.04
Standaardfout		0.01
P-waarde		< 0.01
Constante		
Coëfficiënt	3.91	4.13
Standaardfout	0.11	0.12
P-waarde	< 0.01	< 0.01
R ² (*100)	0.02	0.03
Observaties	2704	2704
F-test ⁽¹⁾		F(2, 2701) = 39.43 P(F ≥ 39.43) < 0.01

⁽¹⁾ De F-test is de toets voor gezamenlijke significantie.

Uit tabel 13 blijkt dat kwaliteit van het openbaar bestuur een significant effect heeft op economische groei met een bèta van -0.39 en een p-waarde van kleiner dan 0.01. Aangezien voor de steekproef de waarde '0' voor kwaliteit van het openbaar bestuur binnen het bereik van deze variabele ligt (zie tabel 5) en ook voorkomt binnen de data, is de constante term van Model 5 interpreteerbaar. De coëfficiënt van de constante term van 3.91 (zie tabel 13)

impliceert dat landen die een score van 0 hadden op de Bestuursindex gemiddeld genomen 3.91% economische groei kenden.

Model 6, in de laatste kolom van tabel 13, toont aan dat de in Model 5 geschatte coëfficiënt van kwaliteit van het openbaar bestuur, zie de middelste kolom van dezelfde tabel, biased is. Immers, bij het toevoegen van inflatie als controlevariabele daalt β_1 naar een waarde van -0.45; de overschrijdingskans blijft kleiner dan 0.01 (zie tabel 13). Dus de confounder inflatie zorgt in Model 5 voor een opwaartse *omitted variable bias (OVB)*. Of het daadwerkelijke effect van de kwaliteit van het openbaar bestuur op economische groei positief of negatief is en hoger of lager is dan hetgeen is gemeten in Model 6 kan hieruit niet worden geconcludeerd: het is niet uit te sluiten dat er wederom sprake van OVB (opwaarts dan wel benedenwaarts).

De R^2 is wederom voor beide modellen laag met waardes van respectievelijk 0.03 en 0.09 (zie tabel 13). Kwaliteit van het openbaar bestuur en inflatie verklaren samen dus nog geen 10 procent van de variantie van de economische groei. Wel volgt uit de F-test resultaten dat deze twee factoren tezamen een significant effect hebben op economische groei ($F = 39.43$, p-waarde < 0.01).

Zowel in Model 7, de enkelvoudige, als in Model 8 (met dezelfde steekproef als Model 7) de meervoudige fixed-effecten regressie - waarin inflatie is opgenomen is als controlevariabele - is het effect van de kwaliteit van het openbaar bestuur op economische groei niet significant met coëfficiëntenwaardes van respectievelijk -0.15 (p-waarde = 0.45) en -0.17, met een bijbehorende p-waarde van 0.40 (zie tabel 14). Dit lijkt erop te duiden dat een verandering van de kwaliteit van het openbaar bestuur kwaliteit van het openbaar bestuur niet een significant hogere economische groei tot gevolg heeft.

Tabel 14. Eerste-verschillen regressieresultaten voor de relatie tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur.

Variabele	Δ Ec. groei (Ec. groei _t - Ec. groei _{t-1}) ⁽¹⁾	
	Model 7	Model 8
Δ BI (BI _{t-1} - BI _{t-2}) ⁽²⁾		
Coëfficiënt	-0.15	-0.17
Standaardfout	0.20	0.20
P-waarde	0.45	0.40
Δ Inflatie (Inflatie _{t-1} - Inflatie _{t-2})		
Coëfficiënt (*100)		-0.79
Standaardfout		0.01
P-waarde		0.56
R ² (*100)	0.02	0.03
Observaties	2673	2673
F-test		F(2, 2671) = 0.45 P(F ≥ 0.45) = 0.63

⁽¹⁾ Ec. groei = Economische groei

⁽²⁾ BI = Bestuursindex

⁽³⁾ De F-test is de toets voor gezamenlijke significantie.

Wederom laat het uitgebreide regressiemodel, waarvan de resultaten zijn vermeld in de laatste kolom van tabel 14, zien dat de geschatte bèta in Model 7 biased is. Het impliciet controleren voor de tijdsinvariante variabelen is dus ook in dit geval niet afdoende om omitted variable bias te elimineren. Er blijkt sprake te zijn van een onderschatting van het in het Model 7 gemeten effect door het niet opnemen van de variabele inflatie. Wederom is het niet mogelijk om de ware aard (positief/negatief) en sterkte van het bestudeerde vast te stellen. Er kan immers in Model 8 nog steeds sprake kan zijn van omitted variable bias, waarvan de richting niet vaststaat.

Ook voor de onderzoeksresultaten in tabel 14 geldt dat de lage R² voor zowel Model 7 (R² = 0.0002) als 8 (zie het onderste gedeelte van tabel 14) geen probleem zijn zolang de variabelen die variëren over tijd en gecorreleerd zijn met de y-variabele, economische groei, niet samenhangen met de centraal staande afhankelijke variabele: kwaliteit van het openbaar

bestuur. Verder blijkt uit de F-test dat inflatie en kwaliteit van het openbaar bestuur gezamenlijk geen significante invloed hebben op de economische groei van het land ($F = 0.45$, p -waarde = 0.63).

6. Discussie en conclusie

Voor de betrouwbaarheid van het onderzoek is het van belang dat de resultaten intern valide zijn. Hiervoor is het allereerst van belang dat de aannames van de uitgevoerde principale componentenanalyse niet zijn geschonden, zodat de resultaten van de PCA-analyse valide zijn. Dan zijn immers de berekende wegingsfactoren van de samengestelde Bestuursindex, de proxy voor het kwaliteit van het openbaar bestuur, een goede weergave van de karakteristieken van de Worldwide Governance Indicators, hetgeen het geval bleek te zijn. De Barlett's test toonde aan dat de zes WGI-indicatoren afdoende met elkaar samenhangen om ze op een juiste wijze te kunnen transformeren tot een kleiner aantal factoren. Deze bevindingen ondersteunen de in 2007 door Jalilian et al. aangestipte potentiële sterke complementariteit. Door de bestuurskwaliteit uit te drukken in zijn geheel in plaats van in gescheiden aspecten wordt de bias in de resultaten als gevolg van de correlaties tussen de individuele criteria geëlimineerd.

Ook bleek er geen aanleiding om de bij PCA veronderstelde lineariteit van het verband tussen de om te zetten indicatoren te verwerpen. Ten slotte wees de KMO-test uit dat ook aan het sampling adequacy criterium is voldaan. Verder leiden alle drie de standaardcriteria voor componentselectie, het eigenwaardecriterium (Kaiser, 1960), de conditie voor verklaarde variantie (Field, 2009) en het elleboogcriterium (Cattell, 1966), tot dezelfde conclusie: alleen het eerste component dient te worden geselecteerd. Kortom, er is geen aanleiding om de betrouwbaarheid van de resultaten van de principale componentenanalyse in twijfel te trekken.

Wel vormt omitted variable bias een bedreiging voor de validiteit van dit onderzoek aangezien in de eerste-verschillen regressieanalyses niet alle tijdsvariante variabelen zijn meegenomen die correleren met de onafhankelijke en van invloed zijn op de afhankelijke variabele (bij hypothese 1 respectievelijk reële economische groei en de kwaliteit van het openbaar bestuur en bij hypothese 2 vice versa).

De centrale vraagstelling van dit onderzoek luidt: wat is het causaal verband tussen economische groei en kwaliteit van het openbaar bestuur? Het gemeten effect van economische groei op de kwaliteit van het openbaar bestuur bleek niet significant te zijn binnen de eerste-verschillen regressies. Dat betekent dat hypothese 1 wordt verworpen. Er is

dus geen aanleiding om aan te nemen dat economische groei een positief effect heeft op de kwaliteit van het openbaar bestuur. Verder bleek uit de resultaten evenmin een significant effect van kwaliteit van het openbaar bestuur op economische groei. De tweede hypothese wordt hiermee niet verworpen, wat betekent dat er geen reden is om aan te nemen dat beter openbaar bestuur leidt tot economische groei. Een deel van de gewone OLS-regressies wezen wel op significante effecten. Deze zijn echter minder betrouwbaar dan de fixed-effecten regressies en worden zodoende niet meegenomen bij het verwerpen/niet werpen van de hypothesen en het beantwoorden van de onderzoeksvraag.

Wel dient de kanttekening te worden geplaatst dat de gemeten effecten biased kunnen zijn en dus niet als causaal kunnen worden geïnterpreteerd. Derhalve is ook aan de hand van dit onderzoek de onderzoeksvraag niet met zekerheid te beantwoorden.

Voor vervolgonderzoek kan worden gedacht aan het verbeteren van de interne validiteit van dit werk door extra (tijdsvariante) controlevariabelen op te nemen in de uitvoerde eerste-verschillen regressies. Een pilotstudie zou hierbij kunnen helpen met identificeren van de relevante factoren aan de hand van correlatieanalyse.

Ook zou ingehaakt kunnen worden op dit onderzoek door het in kaart brengen van de oorzaken van economische groei (aan de hand van een model waarin tijdsinvariante factoren wel kunnen worden ingenomen) en de effecten te splitsen per factor, waarbij gedacht kan worden aan de beschikbaarheid van grondstoffen of geografische ligging als op te nemen verklarende variabelen.

Ten slotte zou voortgeborduurd kunnen worden op de bevinding van Kurtz en Schrank (2007) dat het plausibel is dat tot op zekere hoogte de kwaliteit van het openbaar bestuur een voorwaarde is voor goede economische omstandigheden, maar dat mogelijk na het bereiken van een threshold (bepaalde openbare bestuurskwaliteit) het effect van verdere verbetering afvlakt. Dit zou met een *regressie discontinuïteit design* (RDD) kunnen worden onderzocht.

7. Literatuurlijst

- Acemoglu, D. & Robinson, J. (2012). *Waarom sommige landen rijk zijn en andere arm* (C. van Soelen & P. van der Veen, Vert.). (z.p.): Nieuw Amsterdam.
- Ahrens, J. & Meurers, M. (2002). How governance affects the quality of policy reform and economic performance: new evidence for economies in transition. *Journal for Institutional Innovation, Development and Transition*, 6, 35-56. Geraadpleegd op 16-07-2019 via <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.199.6456&rep=rep1&type=pdf>
- BBC News. (2000). *Mugabe hits the jackpot*. Geraadpleegd op 15-05-2020 via <http://news.bbc.co.uk/2/hi/africa/621895.stm>
- Cattell, R.B. (1966). The Scree Test For The Number Of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245–276. doi: 10.1207/s15327906mbr0102_10
- Chen, J. (2019). *ZWD (Zimbabwe Dollar)*. Geraadpleegd op 20-05-2020 via <https://www.investopedia.com/terms/forex/z/zwd-zimbabwe-dollar.asp>
- Field, A. (2009). *Discovering Statistics Using SPSS*. 3rd Edition, Sage Publication Ltd., London.
- Ganti, A. (2020). *Real Gross Domestic Product (GDP)*. Geraadpleegd op 26-05-2020 via <https://www.investopedia.com/terms/r/realgdp.asp>
- Het Laatste Nieuws (2019). *Zimbabwe kampt met inflatie van meer dan 175 procent*. Geraadpleegd op 21-05-2020 via <https://www.hln.be/geld/economie/zimbabwe-kampt-met-inflatie-van-meer-dan-175-procent~a7d46ec9/>
- IPS Vlaanderen. (2019). *Helpt van bevolking in Zimbabwe heeft nog honger*. Geraadpleegd op 13-05-2020 via <https://www.ipsnews.be/artikel/helpt-van-bevolking-zimbabwe-heeft-nu-honger>
- Jalilian, H., Kirkpatrick, C. & Parker, D. (2007). The impact of regulation on economic growth in developing countries: A cross-country analysis. *World development*, 35(1), 87–103. doi: 10.1016/j.worlddev.2006.09.005
- Kaiser, H.F. (1960). The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141–151. doi: 10.1177/001316446002000116
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Mastruzzi, M (2009). *Governance Matters VIII: Aggregate and individual governance indicators, 1996-2008*. Geraadpleegd op 25-05-2020 via https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1424591

- Kurtz, M.J. & Schrank, A. (2007). Growth and Governance: Models, Measures, and Mechanisms. *The Journal of Politics*, 69(2), 538–554. doi: 10.1111/j.1468-2508.2007.00549.x
- Mordasov, P. (2019). *The return of hyperinflation in Zimbabwe*. Geraadpleegd op 21-05-2020 via <https://mises.org/wire/return-hyperinflation-zimbabwe>
- Morsher, F.C., Page, E.C. & Chapman, B. (2013). Public administration. In *Encyclopædia Britannica*. Geraadpleegd op 24-05-2020 via <https://www.britannica.com/topic/public-administration>
- Nederlands Dagblad. (2019). *Zimbabwe op de rand van ergste hongersnood ooit*. Geraadpleegd op 13-05-2020 via <https://www.nd.nl/nieuws/buitenland/519020/zimbabwe-op-de-rand-van-ergste-hongersnood-ooit>
- Plan International (2020). *Groeiende hongersnood in Zambia, Zimbabwe, Malawi en Mozambique*. Geraadpleegd op 10-05-2020 via <https://www.planinternational.nl/actueel/groeiende-hongersnood-in-zambia-zimbabwe-malawi-en-mozambique>
- Rivera-Batiz, F.L. (2002). Democracy, governance, and economic growth: theory and evidence. *Review of Development Economics*, 6(2), 225–247. doi: 10.1111/1467-9361.00151
- Sarel, M. (1996). Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 43(1), 199-215. Geraadpleegd op 26-05-2020 via <https://www.jstor.org/stable/3867357>

Appendix A

Zimbabwe door de tijd heen

In januari van het jaar 2000 was Robert Mugabe, toenmalig president van Zimbabwe, de ‘gelukkige’ winnaar van de hoofdprijs in een loterij die georganiseerd werd door de *Zimbabwe Banking Corporation*, de Zimbank (BBC News, 2000). Alle klanten van de gedeeltelijk in staatshanden zijnde bank die in de voorafgaande maand een saldo van ten minste 5.000 Zimbabwaanse dollar op hun rekening hadden staan, konden deelnemen aan de loterij. Bij de trekking werd uitgerekend Mugabe de winnaar onder de duizenden kandidaten die kans maakten op een bedrag van 100.000 Zimbabwaanse dollar. Ter vergelijking: het gemiddeld jaarlijks inkomen in Zimbabwe lag rond de 2.000 Zimbabwaanse dollar (Acemoglu & Robinson, 2012).

Uit de ‘toevallige’ uitkomst van de loterij blijkt dat president Mugabe een zeer invloedrijke positie had. Acemoglu en Robinson (2012) spreken in dit geval van extractieve politieke instituties: een politiek systeem dat de macht concentreert in handen van een kleine elite. De bevoorrechte groep zal de politieke dominantie willen behouden, vergroten en gebruiken voor eigen economisch gewin. Politieke macht kan alleen worden vertaald in economisch profijt wanneer de economische instituties ook extractief zijn, waarbij Acemoglu en Robinson (2012) onder extractieve economische instituties verstaan: “ (...) dergelijke [= economische] instituties die als doel hebben inkomsten en rijkdom aan een deel van de samenleving te onttrekken, om die aan een ander ten goede te laten komen.” (p. 81) Wanneer machthebbers er dus in slagen economische instituties naar hun hand te zetten en deze gebruiken om zichzelf te verrijken, zoals in het geval van Robert Mugabe, dan worden ze als extractieve beschouwd.

De extractieve economische en politieke instituties in Zimbabwe zijn ontstaan onder het Britse koloniale bewind aan het eind van de negentiende eeuw (Alexander 2006, Palmer, 1997, zoals beschreven in Acemoglu en Robinson, 2012). De *British South Africa Company* startte in 1890 een militair expeditie naar het gebied dat vandaag de dag bekend staat als Zimbabwe. Ongeveer 10 jaar later werd het onderworpen gebied omgevormd tot de kolonie Zuid-Rhodesië. De landbouwgrond was hier zeer vruchtbaar. De blanke kolonisten wilden de waardevolle landbouwgrond als eigen bezit vestigden zich daarom in de gestichte kolonie, waar ze een groot deel van de grond verworven. Voor de door de blanken gedomineerde

landbouw waren goedkope arbeiders nodig, de zwarte bewoners van Zuid-Rhodesië. Het door het koloniale bestuur gevoerde beleid was erop gericht op grote schaal goedkope arbeidskrachten voor het blanke landbouwsysteem voort te brengen. Zo werd scholing voor de niet-blanken beperkt, zodat de zwarte bevolking alleen werk kon vinden als laagbetaalde arbeidskrachten in de landbouwsector. Er ontstond een tweedeling in de Zuid-Rhodesische samenleving. De kolonisten werden steeds welvarender, terwijl de zwarte bevolking arm bleef omdat hun werkgevers, de blanke landeigenaren, de lonen laag hielden. Niet alleen de economische instituties waren extractief in Zuid-Rhodesië gedurende de koloniale periode. Het koloniale bewind beschermde de economisch superieure positie van de blanke overheersers door de zwarte bevolking haar stemrecht te ontzeggen. Evenmin konden niet-blanken zich kandidaat stellen bij de verkiezingen als gevolg van de extractieve politieke instituties.

In 1980 viel het blanke bewind in Zuid-Rhodesië en werd de staat Zimbabwe opgericht, wat op papier een grote verandering voor de bevolking was. In de praktijk veranderde er echter niets wezenlijks voor de zwarte bevolking van het land (Meredith, 2007, zoals beschreven in Acemoglu & Robinson, 2012). Ook na de onafhankelijkheid bleven de instituties extractief. De *Zimbabwe African National Union* (afgekort ZANU), waar Robert Mugabe voorzitter van was, had een groot aandeel gehad in de onafhankelijkheid van het land. Robert Mugabe gebruikte zijn positie als voorzitter van de ZANU om de politieke macht in Zimbabwe stevig in handen te nemen. De bestaande extractieve politieke instituties in Zimbabwe, welke erop gericht waren de macht sterk te concentreren, legden de ZANU-voorzitter geen strobreed in de weg. Vervolgens gebruikte Mugabe zijn nieuw verworven politieke macht om zichzelf en de elites van de ZANU-PF, een samensmelting tot stand gekomen in 1987 tussen de ZANU en de *Zimbabwe African People's Union*, te verrijken. De al aanwezig extractieve economische instituties maakten dit des te eenvoudiger. In 1991 ontstond er een budgettaire crisis en nam het verzet tegen het tegen het onderdrukkende bewind van Mugabe toe vanwege de verslechterende economische omstandigheden. Mugabe zijn politieke macht brokkelde af en om zijn financiële en politieke positie te beschermen intensiverde hij de onderdrukking en het gebruik van de extractieve economische instituties voor het kopen politieke en militaire steun (Meredith, 2007, zoals beschreven in Acemoglu & Robinson, 2012). Zo kende hij in 1999 het gehele kabinet, inclusief zichzelf, salarisverhoging toe die opliepen tot wel 200% (BBC News, 2000). Verder werd onder aanmoediging van Mugabe vanaf 2000 land van blanke landeigenaren in Zimbabwe in bezit genomen (Meredith, 2007, zoals beschreven in Acemoglu & Robinson, 2012). Hij ondersteunde deze praktijken eveneens en verrijkte zowel

de elites van zijn regeringspartij ZANU-PF als de voormalige onafhankelijkheidsstrijders die het voortouw namen in deze operatie door de grond onder hen te verdelen. De landbouwproductie stortte, wat de Zimbabweanse economie schaadde. Met het steeds verder afzakken van de economie kon de financiering van steun alleen nog worden bekostigd door geld bij te drukken, hetgeen geschiedde. De geldschepping zorgde voor het ontstaan van hyperinflatie.

Diverse economische vervormingen ter bestrijding van de hyperinflatie mochten niet baten. Zo werd in januari 2009 het betalen met buitenlandse valuta's in Zimbabwe, omdat de Zimbabweanse dollar zo veel in waarde was gedaald dat de munt niet meer als betaalmiddel kon functioneren (Chen, 2019): in 2007 bedroeg de inflatie bijna 600% en in 2008 was dit opgelopen tot ruim 200 miljoen procent (Acemoglu, Johnson, Robinson & Querubín, 2008, zoals beschreven in Acemoglu en Robinson, 2012). Ook werd later in hetzelfde jaar het afschaffen van de Zimbabweanse dollar aangekondigd, wat zich in 2015 voltrok (Chen, 2019). De introductie van buitenlandse valuta in Zimbabwe bracht op korte termijn economisch herstel, want in de jaren 2009 tot en met 2012 groeide de Zimbabweanse economie jaarlijks met ruim 12% (Mordasov, 2019). 2 jaar voor de afschaffing van de Zimbabweanse dollar was echter de jaarlijkse groei van het bruto binnenlands product alweer geminimaliseerd. Ook het aftreden van president Mugabe eind 2017 is tot op heden nog geen keerpunt gebleken. Emmerson Mnangagwa kwam in november 2017 aan de macht via een militaire coup. Ook onder de nieuwe is Zimbabwe de economische problemen niet te boven gekomen en in juni 2019 bereikte de inflatie met 175% in deze maand een nieuwe piek. In een poging het tij te doen keren werd betalen met buitenlandse valuta in Zimbabwe verboden, waarmee de in februari van hetzelfde jaar geïntroduceerde *Real Time Gross Settlement* dollar het enige wettelijke betaalmiddel werd in het land (Mordasov, 2019). In grofweg één maand tijd verloor de munt bijna een derde van de waarde en daarmee is de economische crisis in Zimbabwe nog steeds niet ten einde (Het Laatste Nieuws, 2019).

Appendix B

Overzicht Worldwide Governance Indicators

Corruptiebestrijding: “Indruk van de mate waarin openbaar gezag wordt gebruikt voor persoonlijk gewin (...), evenals de greep van de elite en privébelangen op de staat.”

Effectiviteit van de overheid: “Percepties over in hoeverre individuen vertrouwen hebben in de regels binnen de samenleving en deze regels naleven (...).” (Kaufmann et al., 2009)

Kwaliteit van de rechtsstaat: “Denkbeeld over de kwaliteit van de openbare dienstverlening, kwaliteit van het ambtenarenapparaat en de mate van onafhankelijkheid van politieke druk, de kwaliteit van beleidsvorming en uitvoering en de geloofwaardigheid van commitment van de overheid aan het gevoerde beleid.” (Kaufmann et al., 2009)

Kwaliteit van de regelgeving: “Afspiegeling van de percepties betreffende het vermogen van de overheid om beleid en regelgeving van goede kwaliteit op te stellen en uit te voeren dat de ontwikkeling van de marktsector mogelijk maakt en stimuleert.” (Kaufmann et al., 2009)

Politieke stabiliteit en de afwezigheid van geweld en terrorisme: “Opvatting over de kans op politieke instabiliteit en/of politiek gemotiveerd geweld, waaronder terrorisme.” (Kaufmann et al., 2009)

Stem van en verantwoording naar de inwoners: “Weerspiegelt de percepties over de mate waarin de inwoners van het land deel kunnen nemen aan de selectie van de regering en de vrijheid van meningsuiting, vereniging en media.” (Kaufmann et al., 2009)

Appendix C

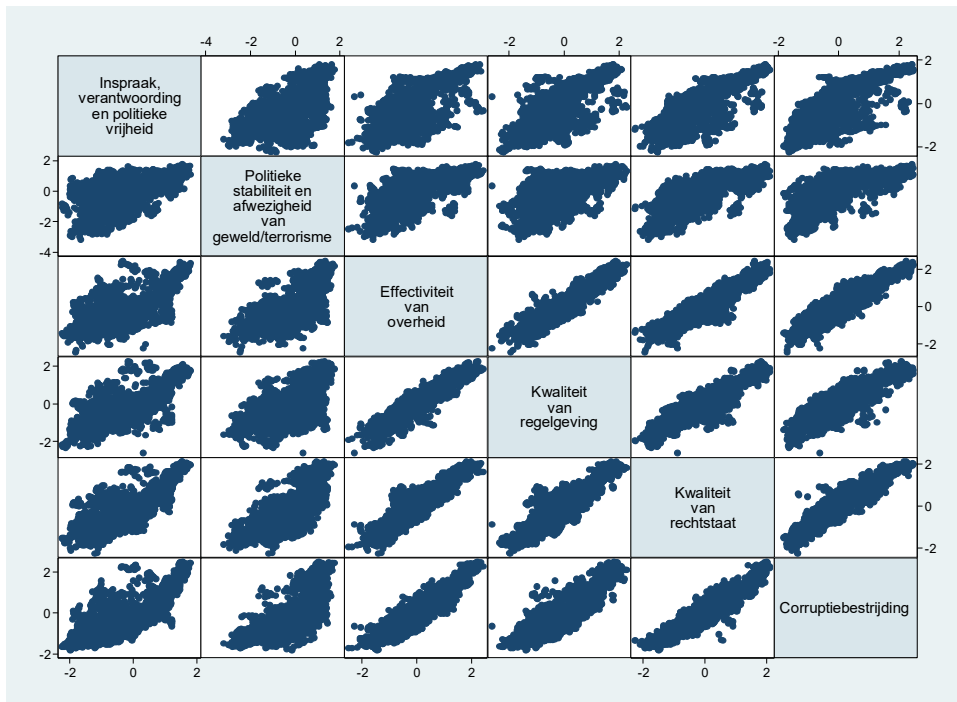
Toelichting principale componentenanalyse

Aan de hand van de Bartlett's test van sfericiteit is geanalyseerd of de WGI-data geschikt is voor de omzetting. Immers, alleen als de indicatoren sterk (genoeg) met elkaar samenhangen levert het transformeren van deze gegevens in een kleiner aantal componenten middels een PCA-analyse betrouwbare resultaten op. De bevindingen van Jalilian et al. (2007) geven aan dat de WGI-aspecten mogelijk sterk complementair zijn aan elkaar. Bij de beoordeling van de sterkte van samenhang is een significantieniveau gehanteerd van 0.05. Uit tabel 1 volgt een significante correlatie tussen de WGI-indicatoren ($\chi^2 = 2517.13$, p-waarde = 0.00). De conclusie is dus dat aan het criterium sterke samenhang is voldaan.

Tabel 1. Resultaten Bartlett's Test van sfericiteit WGI-indicatoren.

Bartlett's test van sfericiteit	
H0: WGI-variabelen zijn niet gecorreleerd.	
χ^2	25157.13
P-waarde	0.00

De correlatie waar PCA zich op baseert is de Pearson productmoment correlatiecoëfficiënt, wat betekent dat het verband tussen de WGI-indicatoren lineair dient te zijn. Dit is onderzocht aan de hand van spreidingsdiagrammen, welke in figuur 1 zijn weergegeven.



Figuur 1. Scatterplot matrix van de WGI-indicatoren

Uit figuur 1, de *scatterplot* matrix van de 6 bestudeerde variabelen, is geen systematische non-lineariteit af te leiden. Er is dus geen aanleiding om veronderstelde de lineaire functionele vorm te verwerpen.

De zes WGI-indicatoren zijn getoetst op *sampling adequacy* voor de PCA-analyse aan de hand van de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test. Field (2009) classificeert de data bij een gemiddelde waarde tussen de 0.80 en 0.89 als zeer bruikbaar en bij een gemiddelde score boven de 0.90 als uitermate geschikt. Uit tabel 2 blijkt dat alle individuele indicatoren een KMO-waarde hebben van ruim boven de 0.8 en dat de gemiddelde toetswaarde 0.9 bedraagt. De WGI-data voldoen dus aan het *sampling adequacy* criterium voor Principale componentenanalyse.

Tabel 2. Kaiser-Meyer-Olkin testresultaten WGI-indicatoren.

Kaiser-Meyer-Olkin test	
Variabele	KMO-waarde
Corruptiebestrijding	0.90
Effectiviteit van overheid	0.86
Inspraak, verantwoording en politieke vrijheid	0.95
Kwaliteit van regelgeving	0.89
Kwaliteit van rechtstaat	0.88
Politieke stabiliteit en afwezigheid van geweld/terrorisme	0.95
Gemiddelde KMO-waarde	0.90

De componenten die zullen worden gebruikt voor het samenstellen van de gewogen Bestuursindex zullen worden gekozen aan de hand van drie gebruikelijke selectiecriteria voor componentselectie: de eigenwaarde, de verklaarde variantie en het ‘elleboogcriterium’.

Zoals te zien in tabel 3 is de eigenwaarde van de Component 1 vele malen hoger dan van de overige 5. Uit de tabel valt af te lezen dat dit ook de enige component is waarvan de eigenwaarde groter is dan 1. Gegeven dat de minimumwaarde voor componenten om geselecteerd te worden op basis van de eigenwaarde 1 is, komt op basis van dit criterium alleen Component 1 in aanmerking (Kaiser, 1960).

Tabel 3. Verklaarde variantie door hoofdcomponenten.

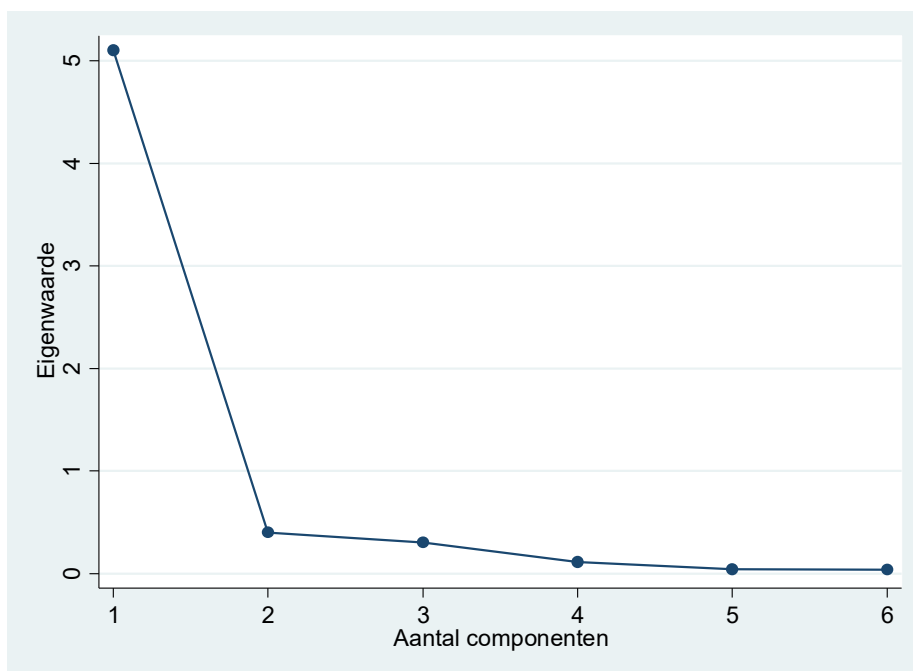
Component	Eigenwaarde ⁽¹⁾	Proportie verklaarde variantie (%)
1	5.101	85.0
2	0.400	6.7
3	0.302	5.0
4	0.116	1.9
5	0.042	0.7
6	0.040	0.7

⁽¹⁾ De eigenwaardes zijn afgerond op 3 decimalen om onderscheid tussen de waardes van Component 5 en 6 te behouden.

Het criterium voor verklaarde variantie stelt dat minstens 70-80% van de variantie moet worden verklaard door de gekozen componenten om tot een betrouwbare PCA-analyse te

komen (Field, 2009). In tabel 3 is af te lezen dat Component 1 met 85% verklarende variantie ook aan deze norm voldoet. Er kan zonder de eerste component geen selectie worden samengesteld welke voldoet aan het variantie criterium.

Het elleboogcriterium wordt getoetst aan de hand van de *scree test* (Cattell, 1966). Bij deze visuele weergave van de eigenwaarden (voor de exacte scores, zie Kolom 2 van tabel 3) worden de componenten geselecteerd voor de laatste significante daling in de lijngrafiek van de eigenwaarden, welke is weergegeven in figuur 2. De figuur toont slechts één significante kink, namelijk bij twee componenten, hetgeen betekent dat uitgaande van het elleboogcriterium alleen Component 1 gekozen moet worden.



Figuur 2. Eigenwaardendiagram.

Kortom, alle drie de gehanteerde criteria resulteren in het selecteren van uitsluitend Component 1. Vandaar dat in dit onderzoek alleen deze component gebruikt wordt voor het construeren van de Bestuursindex.

Appendix D

Correlaties kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie van de drie resterende uitgelichte subgroepen

Tabel 8. Correlatietabel tien best scorende landen: kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie.

Variabele	Bestuursindex	Economische groei	Inflatie
Bestuursindex	1.00		
Economische groei	0.03	1.00	
Inflatie	-0.23**	-0.05	1.00

n = 160; * Correlatie is significant bij een α van 0.05; ** Correlatie is significant bij een α van 0.01.

Tabel 9. Correlatietabel tien grootste stijgers: kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie.

Variabele	Bestuursindex	Economische groei	Inflatie
Bestuursindex	1.00		
Economische groei	0.10	1.00	
Inflatie	-0.38**	0.14	1.00

n = 160; * Correlatie is significant bij een α van 0.05; ** Correlatie is significant bij een α van 0.01.

Tabel 10. Correlatietabel tien grootste dalers: kwaliteit van het openbaar bestuur, economische groei en inflatie.

Variabele	Bestuursindex	Economische groei	Inflatie
Bestuursindex	1.00		
Economische groei	0.03	1.00	
Inflatie	-0.31**	-0.16	1.00

n = 138¹⁰; * Correlatie is significant bij een α van 0.05; ** Correlatie is significant bij een α van 0.01.

¹⁰ (22) observaties met ontbrekende waarden voor één of meerdere variabelen uit de correlatietabel zijn buiten beschouwing gelaten, wat betekent dat de correlaties binnen de subgroep zijn berekend op basis van een gelijke verzameling aan landen.