

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL

JOSÉ RONALDO DE CASTRO SOUZA JÚNIOR

**QUALIDADE DAS INSTITUIÇÕES:
ESTIMAÇÃO DE INDICADORES AGREGADOS, DE SEUS
DETERMINANTES E DE SEUS EFEITOS SOBRE A RENDA PER
CAPITA**

Belo Horizonte
2013

JOSÉ RONALDO DE CASTRO SOUZA JÚNIOR

**QUALIDADE DAS INSTITUIÇÕES:
ESTIMAÇÃO DE INDICADORES AGREGADOS, DE SEUS
DETERMINANTES E DE SEUS EFEITOS SOBRE A RENDA PER
CAPITA**

Tese de doutorado apresentada ao Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Economia.

ORIENTADORA: PROF^a. DR^a. LÍZIA DE FIGUEIREDO

Belo Horizonte
2013

Ficha Catalográfica

S729q
2013 Souza Júnior, José Ronaldo de Castro.
Qualidade das instituições [manuscrito] : estimação de indicadores agregados de seus determinantes e de seus efeitos sobre a renda per capita / José Ronaldo de Castro Souza Júnior. – 2013. 177 f. : il., gráfs e tabs.

Orientadora: Lízia de Figueiredo.
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 129-136), anexos e apêndices.

1. Economia – Aspectos sociais – Teses. 2. Política – Aspectos econômicos – Teses. I. Figueiredo, Lízia de. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Título.

CDD: 330

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG – NMM002/2015

FOLHA DE APROVAÇÃO

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha esposa Patrícia pelo apoio e compreensão durante todo o período do doutorado.

À minha filha Isabella, que nasceu no segundo ano de curso e me trouxe inspiração e alegria.

À toda a minha família, especialmente à minha mãe, que sempre acreditou que eu conseguiria atingir meus objetivos profissionais.

À professora Lízia pela sua orientação, amizade e paciência.

Ao professor Frederico que me recepcionou tão bem no CEDEPLAR.

Aos membros das minhas bancas de qualificação e de tese pela leitura atenta e por suas valiosas críticas e sugestões.

À UFMG, mais precisamente ao CEDEPLAR, pelo apoio institucional e pela seriedade e profissionalismo de seus servidores.

Ao IPEA, que me concedeu a licença para que eu pudesse me dedicar ao doutorado por quatro anos.

Aos meus colegas e amigos Paulo Levy, Fabio Giambiagi, Armando Castelar, Marcelo Pessoa, Gabriel Fiúza, Marco Antônio Cavalcanti e todos os demais que contribuíram com ideias e apoio técnico ou motivacional na elaboração desta tese.

RESUMO

A discussão sobre a importância das instituições na determinação do nível de desenvolvimento econômico dos países vem ganhando destaque nas últimas décadas, mas ainda há questões importantes a serem estudadas. Esta tese procura contribuir com a literatura ao desenvolver novos indicadores agregados de instituições econômicas e políticas; ao analisar os determinantes das instituições econômicas; e, por último, ao utilizar uma abordagem econométrica diferente do padrão nessa literatura para avaliar simultaneamente os efeitos diretos das instituições econômicas, das instituições políticas e da educação sobre a renda per capita dos países.

Primeiramente, foram estimados novos indicadores agregados que permitiram captar as várias dimensões teóricas dos conceitos de instituições políticas e de instituições econômicas. Nessa estimação, destacaram-se os critérios de escolha das fontes dos dados primários desagregados e do método estatístico de agregação. A amostra foi a maior possível no que se refere tanto ao número de países quanto à abrangência temporal dos dados, sem que se comprometesse a qualidade das estimativas.

Na sequência, analisaram-se empiricamente os determinantes das próprias instituições econômicas. Os resultados econométricos indicaram que as instituições políticas e a durabilidade do regime político afetam positivamente as instituições econômicas. Além disso, a melhora da escolaridade também pode ajudar a melhorar as instituições econômicas e o efeito da durabilidade do regime parece ser maior nas autocracias.

Os resultados do último capítulo, por sua vez, indicam que as instituições econômicas e a escolaridade têm efeitos significativos e positivos sobre a renda per capita. Por outro lado, os efeitos diretos das instituições políticas sobre a renda revelaram-se positivos apenas para os países pobres. Ainda assim, as instituições políticas podem ter efeitos positivos indiretos sobre a renda por meio de sua influência na determinação das instituições econômicas.

ABSTRACT

The discussion on the importance of institutions in determining the level of economic development has come to prominence in recent decades; nevertheless there are still important issues to be analyzed. This dissertation aims to contribute to the literature by developing a new institutions aggregate indicators; by estimating the determinants of economic institutions; and by using an alternative econometric approach to analyze the direct effects of economic and political institutions and of education on countries' income per capita.

Firstly, new aggregate indicators that allowed capturing the various theoretical dimensions of the political and economic institutions were estimated. Special attention was given to the quality of the primary sources of disaggregated data and the choice of statistical method of aggregation. The sample was as large as possible in terms of both the number of countries and the temporal scope of the data, without having to compromise the quality of the estimates.

Further, it was analyzed empirically the determinants of economic institutions. The econometric results clearly indicate that the political institutions and the durability of the political regime can improve economic institutions. Furthermore, the improvement of education can also help to improve economic institutions and the effect of regime durability seems to be superior in autocracies.

The results of the last chapter, in turn, indicate that economic institutions and education have significant and positive effects on per capita income. However, the direct effects of political institutions on per capita income showed to be positive only to the poor countries. Still, political institutions may have indirect positive effects on income through its influence on the determination of economic institutions.

SUMÁRIO

RESUMO.....	vi
ABSTRACT	vii
LISTA DE TABELAS	x
LISTA DE GRÁFICOS.....	xii
LISTA DE FIGURAS E QUADROS	xiii
INTRODUÇÃO	1
CAPÍTULO 1: AS INSTITUIÇÕES E O DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO	5
1.1. “Velho” <i>versus</i> “Novo” Institucionalismo.....	5
1.2. Endogeneidade das Instituições	6
1.3. Estudos Recentes sobre a Relação entre Instituições e Desenvolvimento	9
CAPÍTULO 2: INDICADORES AGREGADOS DE INSTITUIÇÕES POLÍTICAS E DE INSTITUIÇÕES ECONÔMICAS.....	16
2.1 Metodologia de Agregação	19
2.1.1 Descrição do Modelo	19
2.1.2 Necessidade de Reescalamentos das Pontuações	23
2.1.3 Vantagens e Desvantagens da Metodologia	24
2.2 Escolha das Fontes de Dados e dos Indicadores a Serem Agregados	25
2.2.1 Instituições Políticas: democracia, liberdade e participação política, 1980- 2010	27
2.2.2 Instituições Econômicas: Segurança para se investir e ambiente de negócios, 1996-2010	32
2.3 Problemas dos Indicadores Agregados Existentes.....	38
2.3.1 Indicadores Agregados de Instituições Políticas.....	38
2.3.2 Indicadores Agregados de Instituições Econômicas.....	41
2.3.3 Observações sobre Avaliação da Qualidade dos Indicadores.....	42
2.4 Resultados Iniciais.....	43
2.5 Método Alternativo: Médias Globais Variáveis.....	52
2.5.1 Tendências Globais	53
2.5.2 Resultados do Método Alternativo	55
2.5.3 Impactos das Variações Globais sobre as Variações por Países.....	58

2.6	Comparações por País entre Instituições Políticas e Instituições Econômicas	60
2.7	Considerações Finais do Capítulo	63
CAPÍTULO 3: ANÁLISE DOS DETERMINANTES DAS INSTITUIÇÕES		
ECONÔMICAS		66
3.1	Base Teórica e Escolha das Variáveis Explicativas.....	72
3.2	Procedimentos Metodológicos	75
3.3	Bases de Dados	82
3.4	Análise Descritiva e Gráfica.....	86
3.5	Análise Econométrica dos Determinantes das Instituições Econômicas	92
3.6	Conclusões do Capítulo.....	101
CAPÍTULO 4: IMPORTÂNCIA DAS INSTITUIÇÕES ECONÔMICAS E POLÍTICAS		
NA DETERMINAÇÃO DA RENDA PER CAPITA.....		103
4.1.	Base Teórica e Estratégia Empírica	108
4.2.	Fontes de Dados e Variáveis de Controle	111
4.3.	Análise Descritiva e Gráfica.....	114
4.4.	Análise Econométrica dos Determinantes da Renda Per Capita.....	118
4.5.	Conclusões do Capítulo.....	124
CONSIDERAÇÕES FINAIS		126
REFERÊNCIAS.....		129
ANEXO A – AJUSTES FINAIS NOS INDICADORES		137
ANEXO B – DEFINIÇÕES DE GRUPOS DE PAÍSES		139
APÊNDICE A – FUSÕES E CISÕES DE PAÍSES E SEUS EFEITOS SOBRE A		
BASE DE DADOS.....		140
APÊNDICE B - DESCRIÇÃO SINTÉTICA SOBRE AS FONTES DE DADOS		
UTILIZADAS NO CAPÍTULO 2		142
APÊNDICE C – TABELAS COM RESULTADOS DO CAPÍTULO 2.....		144
APÊNDICE D – FIGURAS DO CAPÍTULO 2		168
APÊNDICE E – FONTES DE DADOS UTILIZADAS PARA AMPLIAR A BASE DE		
DADOS DE DESIGUALDADE DE RENDA		173
APÊNDICE F – TABELAS ADICIONAIS DO CAPÍTULO 3.....		175
APÊNDICE G – TABELA ADICIONAL DO CAPÍTULO 4		178

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Testes de Hipóteses: diferenças de médias globais 1981-1996-2010 (amostras balanceadas).....	54
Tabela 2.2 – Diferenças de Notas e de Posições no Ranking: Instituições Econômicas vs Instituições Políticas (método original), por país em 2010	63
Tabela 3.1 – Sumário estatístico dos dados em painel - variações entre períodos (<i>within</i>) e entre países (<i>between</i>)	87
Tabela 3.2 – Coeficiente de correlação entre as variáveis selecionadas	89
Tabela 3.3 – Resultados econométricos – variável dependente: instituições econômicas (ie)	93
Tabela 3.4 – Testes de robustez (estimador GMM-SYS) – modelos com índice de Gini - variável dependente: ie.....	96
Tabela 3.5 – Testes de robustez (estimador GMM-SYS) – modelos sem índice de Gini - variável dependente: ie.....	97
• Tabela 3.6 – Sumário estatístico detalhado da variável <i>ip</i>	98
Tabela 3.7 – Modelos com <i>dummies</i> de interação (estimador GMM-SYS) – variável dependente: (ie)	100
Tabela 4.1 – Sumário estatístico dos dados em painel - variações entre períodos (<i>within</i>) e entre países (<i>between</i>)	115
Tabela 4.2 – Coeficiente de correlação entre as variáveis selecionadas	116
Tabela 4.3 – Resultados econométricos iniciais – variável dependente: log da renda per capita (rgdpe_pop).....	120
Tabela 4.4 – Testes de robustez (estimador GMM-SYS) – variável dependente: log da renda per capita (rgdpe_pop).....	122
Tabela 4.5 – Modelos com <i>dummies</i> de interação (estimador GMM-SYS) – variável dependente: log da renda per capita (rgdpe_pop)	124
Tabela C1 – Número de países e parâmetros estimados (UCM), por fonte de dados desagregados – 2010-1996.....	144
Tabela C2 – Número de países e parâmetros estimados (UCM), por fonte de dados desagregados – 1995-1981.....	145

Tabela C3 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 2010.....	146
Tabela C4 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 1996.....	150
Tabela C5 - Ranking, estimativas e erros-padrão de indicadores agregados das instituições políticas por país, 1981.....	154
Tabela C6 – Instituições Políticas: países com variações positivas significativas a 90% de confiança entre 1981 e 1996.....	156
Tabela C7 – Instituições Políticas: países com variações negativas significativas a 90% de confiança entre 1981 e 1996.....	157
Tabela C8 – Instituições Políticas: países com variações significativas a 90% de confiança entre 1996 e 2010.....	158
Tabela C9 – Instituições Econômicas: países com variações significativas a 90% de confiança entre 1996 e 2010.....	159
Tabela C10 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Políticas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) <i>versus</i> modelo original, por país - 1981, 1996 e 2010	160
Tabela C11 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Econômicas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) <i>versus</i> modelo original, por país - 1996 e 2010	164
Tabela F1 – Índice de Gini – médias por período.....	175
Tabela F2 – Resultados econométricos adicionais – variável dependente: instituições econômicas (ie)	177
Tabela G1 – Testes de robustez adicionais (estimador GMM-SYS) – variável dependente: rgdpe_pop	178

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1 – Instituições Políticas e Intervalos de Confiança (90%) – 2010	45
Gráfico 2.2 – Instituições Políticas e Intervalos de Confiança (90%) – 1996	45
Gráfico 2.3 – Instituições Políticas e Intervalos de Confiança (90%) – 1981	46
Gráfico 2.4 – Instituições Econômicas e Intervalos de Confiança (90%) – 2010.....	46
Gráfico 2.5 – Instituições Econômicas e Intervalos de Confiança (90%) – 1996.....	47
Gráfico 2.6 – Instituições Políticas (por país) – 1981 vs 1996.....	50
Gráfico 2.7 – Instituições Políticas (por país) – 1996 vs 2010.....	50
Gráfico 2.8 – Instituições Econômicas (por país) – 1996 vs 2010.....	51
Gráfico 2.9 – Instituições Políticas: método alternativo, alpha fixo (média 1981-2010 <i>versus</i> média 1996-2010 <i>versus</i> média 2010), 1981-2010	56
Gráfico 2.10 – Instituições Econômicas: método alternativo, alpha fixo (média 1996- 2010 <i>versus</i> média 2010), 1996-2010.....	56
Gráfico 2.11 – Método Alternativo (alpha 1996-2010): tendências das instituições políticas e econômicas, 1996-2010.....	57
Gráfico 2.12 – Desempenho entre 1984 e 2010 (método alternativo): Instituições Econômicas (estendidas com PRS) <i>versus</i> Instituições Políticas	61
Gráfico 2.13 – Diferenças de Notas por País em 2010: Instituições Econômicas <i>versus</i> Instituições Políticas (método original).....	62
GRÁFICO 3.1 – Instituições Econômicas: método alternativo, alpha fixo (média 1996-2010), <i>versus</i> PRS – 1996-2010	83
Gráfico 3.2 – Instituições Econômicas (por país) – 1982-1985 vs 2006-2010	88
Gráfico 3.3 – Instituições Políticas e Instituições Econômicas	89
Gráfico 3.4 – Durabilidade do Regime Político e Instituições Econômicas	90
Gráfico 3.5 – Desigualdade de Renda e Instituições Econômicas	90
Gráfico 3.6 – Escolaridade e Instituições Econômicas.....	91
Gráfico 3.7 – Renda per Capita e Instituições Econômicas	91
Gráfico 4.1 – Instituições Econômicas e Log da Renda Per Capita	116
Gráfico 4.2 – Instituições Políticas e Log da Renda Per Capita	117
Gráfico 4.3 – Escolaridade e Log da Renda Per Capita.....	117

LISTA DE FIGURAS E QUADROS

Figura 1.1 – Dinâmica das instituições políticas e econômicas.....	7
Figura 3.1 – Dinâmica das instituições políticas e econômicas.....	72
Quadro B1 – Instituições Políticas: Democracia, liberdade e participação política .	142
Quadro B2 – Instituições Econômicas: Segurança para se investir e ambiente de negócios.....	143
Figura D1 – Variações Intertemporais das Instituições Políticas (por país): método alternativo <i>versus</i> modelo original – 1981-1996.....	168
Figura D2 – Variações Intertemporais das Instituições Políticas (por país): método alternativo <i>versus</i> modelo original – 1996-2010.....	169
Figura D3 – Variações Intertemporais das Instituições Econômicas (por país): método alternativo <i>versus</i> modelo original – 1996-2010.....	170
Figura D4 – Instituições Políticas: Mianmar e Angola, 1981-2010.....	171
Figura D5 – Instituições Políticas: República Checa e Zimbábue, 1981-2010.....	172

INTRODUÇÃO

O padrão atual de elevada desigualdade de renda per capita entre países foi moldado pelas diferentes trajetórias de crescimento do PIB nos últimos 200 anos. Nesse período, o crescimento econômico de alguns países, especialmente da Europa Ocidental e aqueles conhecidos como *Western Offshoots* (EUA, Canadá, Austrália e Nova Zelândia) acelerou-se significativamente e manteve-se sustentado por período tão longo como nunca havia sido observado anteriormente.

A literatura de crescimento econômico se debruça sobre este assunto. Mais especificamente, os modelos de crescimento econômico neoclássicos tradicionais, como Solow (1956) - Swan (1956) e Ramsey (1925) - Cass (1965) - Koopmans (1965), explicam essas diferenças de níveis de renda per capita como resultados de diferenças na taxa exógena de poupança (Solow-Swan), nas preferências (Ramsey-Cass-Koopmans) e em outros fatores exógenos, como o nível tecnológico (ACEMOGLU, JOHNSON E ROBINSON, 2005, p.1). Em ambos os tipos de modelos, a trajetória de crescimento equilibrado (*balanced growth path* – BGP) é determinada pelo progresso técnico exógeno. Desenvolvimentos mais recentes desse tipo de teoria de crescimento, baseadas em Romer (1990) e Aghion e Howitt (1992), endogeneizam o progresso tecnológico e, por conseguinte, o crescimento no BGP. Neste caso, países que alocam mais recursos para inovações são mais prósperos. No entanto, mesmo com os desenvolvimentos teóricos recentes, os modelos de crescimento econômico continuam a não explorar de forma clara os incentivos que permitem que alguns países consigam acumular mais fatores e ser mais produtivos que outros.

Os modelos de crescimento com progresso técnico endógeno, como o de Aghion e Howitt (1992), por exemplo, baseiam-se em mercados em competição monopolística como forma de garantir lucro aos agentes que investem em inovação. A hipótese subjacente é a de que as patentes sejam garantidas pelos governos permitindo aos empresários inovadores obterem lucros de monopólio por determinado período. Porém, nos países em que não há garantias de direito de propriedade sobre as patentes, os empresários podem não ter incentivos para a realização de investimentos em pesquisa e desenvolvimento.

Em síntese, embora essas linhas de pesquisa mais recentes de crescimento endógeno ainda sejam amplamente discutidas, as explicações desses modelos para as diferenças de renda são similares às das teorias anteriores e continuam a não determinar os motivos fundamentais para essas diferenças. (ACEMOGLU, JOHNSON E ROBINSON, 2005, p.1).

O grande desafio que se coloca, portanto, é mostrar com clareza quais seriam essas causas fundamentais das diferenças de níveis de desenvolvimento econômico dos países. Para Acemoglu (2009, p. 110-112), podem-se destacar quatro fatores principais que afetam as diferenças de renda entre os países e o crescimento econômico, sendo eles: sorte; geografia; cultura; e instituições. O que difere as instituições dos demais fatores é que as instituições são escolhas sociais. Supondo que as instituições sejam a causa fundamental mais importante das diferenças de renda entre os países, elas podem ser reformadas para se atingir melhores resultados. Tais reformas podem não ser fáceis de se implantar, podendo encontrar forte oposição de setores da sociedade. Frequentemente, não há consenso sobre o que realmente deveria ser feito para se criar condições melhores para o crescimento econômico.

Na visão de North e Thomas (1973), que analisam as causas das atuais diferenças de renda per capita – com ênfase na “ascensão do mundo ocidental” –, a explicação fundamental para as diferenças entre taxas de crescimento são as instituições de cada país. Fatores como inovação, economias de escala, educação, acumulação de capital, etc., não seriam as causas do crescimento, seriam o próprio crescimento.

Análise similar é feita por Hall e Jones (1999, p. 94-95), que afirmam que, pela ótica contábil, diferenças em PIB por trabalhador são causadas por diferenças nos estoques de capital físico e humano por trabalhador e por diferenças em produtividade. No entanto, o determinante primário e fundamental das diferenças entre países do capital e da produtividade no longo prazo seria a chamada “infraestrutura social”. Por infraestrutura social entendem-se as instituições econômicas e as políticas governamentais que provêm incentivos para indivíduos e firmas na economia. Esses incentivos podem estimular atividades produtivas tais como acumulação de habilidades ou o desenvolvimento de novos produtos e

técnicas de produção, ou esses incentivos podem estimular comportamentos predatórios tais como *rent seeking*, corrupção e expropriações.

Para que seja possível estudar o papel das instituições é necessário, primeiramente, definir mais precisamente o que seriam instituições. Uma das definições mais utilizadas pela literatura recente sobre instituições é a de Douglas C. North, segundo o qual: “instituições são as regras do jogo numa sociedade ou, mais formalmente, são as restrições concebidas pelo homem que moldam a interação humana. Em consequência, elas estruturam incentivos em trocas humanas, sejam políticas, sociais ou econômicas.” (North, 1990, p.3).¹ Definição parecida é dada por Acemoglu (2009, p. 111), segundo o qual instituições seriam “regras, regulações, leis e políticas que afetam incentivos econômicos e portanto os incentivos para se investir em tecnologia, capital físico e capital humano.”

De acordo com North (1990, p.4-5), é importante diferenciar o que é denominado como “instituições” do que é denominado como “organizações”. As primeiras seriam as regras e as segundas seriam os “jogadores”. São exemplos de organizações: políticas (partidos políticos, o parlamento e as agências reguladoras); econômicas (empresas, cooperativas e propriedades rurais familiares); sociais (igrejas e clubes); e educacionais (escolas e universidades).

Dentro desse esforço de entender os condicionantes do nível de desenvolvimento econômico, a análise da importância das instituições, apesar de estar ganhando destaque na literatura, ainda é um tema de pesquisa com muitas questões a serem respondidas ou melhor estudadas empiricamente.

Uma primeira questão importante, que será tratada nesta tese, é a mensuração da qualidade das instituições de forma abrangente. Em geral, ainda é dada pouca atenção à escolha dos indicadores *proxies* para as instituições na literatura que trata da importância desta variável (não-observável) para o desenvolvimento econômico. Muitas vezes, utilizam-se indicadores que refletem apenas uma característica específica que está relacionada ao conceito de instituições ou indicadores agregados que englobam variáveis inconsistentes com o conceito de instituições.

¹ Tradução livre do original em língua inglesa.

Há muito a ser estudado também sobre os fatores que determinam as próprias instituições econômicas. Qual seria a relação entre os indicadores de instituições econômicas (regras que afetam os custos de troca e de produção) e de instituições políticas (regras que determinam o regime político)? Como é possível que países com regimes políticos autocráticos tenham boas instituições econômicas? As respostas a estas perguntas não são nada triviais e há mais trabalhos teóricos do que empíricos sobre o assunto.

Outra questão ainda carente de estudos é a análise dos impactos das instituições econômicas e políticas sobre o nível de desenvolvimento econômico por meio de métodos que levem em consideração as mudanças ocorridas nas últimas décadas. Será que as instituições são tão persistentes que apenas mudanças de longuíssimo prazo (mais de um século) poderiam causar mudanças significativas nos níveis de desenvolvimento dos países? Seria a educação mais relevante que as instituições na determinação dos diferenciais de renda per capita entre países?

A fim de contribuir com a literatura analisando essas questões, esta tese está dividida em quatro capítulos além desta introdução. O primeiro capítulo é dedicado a uma revisão de literatura que visa sintetizar os recentes desenvolvimentos teóricos e, principalmente, empíricos sobre a relação entre instituições e desenvolvimento econômico. Cabe ressaltar que fragmentos desse primeiro capítulo são repetidos nos capítulos subsequentes. Sua leitura, portanto, é sugerida apenas aos interessados numa síntese da literatura. No segundo capítulo, são estimados novos indicadores agregados que permitam captar as várias dimensões teóricas dos conceitos de instituições políticas e de instituições econômicas. Depois, esses indicadores são utilizados para se descrever o comportamento das instituições no mundo nas últimas décadas. No capítulo subsequente, analisam-se econometricamente os determinantes das instituições econômicas nas últimas três décadas. O quarto capítulo é voltado a avaliar os impactos dessas instituições econômicas e políticas sobre a renda per capita dos países. Por último, serão feitas as considerações finais da tese.

CAPÍTULO 1: AS INSTITUIÇÕES E O DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

Este capítulo é dedicado a uma revisão da literatura teórica e, especialmente, empírica sobre instituições. Primeiramente, serão apresentadas, de forma sintética, as principais diferenças entre o “velho” e o “novo” institucionalismo – para que fique clara a origem teórica dos conceitos e das propostas apresentadas neste trabalho. Em seguida, serão discutidas as causas e os problemas decorrentes da endogeneidade das instituições. Essa discussão servirá como base para a seção subsequente, na qual serão apresentados alguns dos principais trabalhos recentes sobre o assunto.

1.1. “Velho” versus “Novo” Institucionalismo

O chamado “velho institucionalismo” (ou “velha economia institucional”) tem como principais autores Thorstein Veblen, Wesley Mitchell e John R. Commons, entre outros. Essa escola de pensamento econômico estava preocupada principalmente em descrever a organização da economia e a maneira pela qual a estrutura de poder influenciava o controle do sistema econômico. A base dos direitos e restrições sobre o mercado era uma questão crítica para o institucionalismo do início do século XX, que apresentava críticas à teoria econômica padrão e propunha um método analítico substituto, não complementar. (Engerman e Sokoloff, 2008).

O “novo institucionalismo” (ou “nova economia institucional”), por sua vez, tem como principais autores pioneiros Ronald Coase, Oliver Williamson, Douglas North. Essa nova linha de pensamento reflete uma preocupação similar com os arranjos extra-mercado que influenciam o comportamento econômico. A principal distinção entre a velha e a nova escolas tem sido o uso dos métodos formais das ciências econômica e política pelos novos institucionalistas. A análise destes últimos é baseada na aceitação dos modelos da teoria econômica ortodoxa, particularmente os métodos formais de escolha racional e de teoria dos jogos, para examinar a natureza do impacto das instituições no sistema político e na maneira pela qual cada indivíduo deriva regras formais e informais para regular comportamentos. Os velhos institucionalistas referem-se à teoria econômica como inapropriada para se entender a economia. (Engerman e Sokoloff, 2008).

Uma visão diferente dessa defendida por Engerman e Sokoloff (2008) é apresentada por Rutherford (1994), que faz uma análise detalhada sobre as diferenças entre o velho e o novo institucionalismo. Segundo Rutherford, apesar de haver diferenças e desentendimentos significativos entre essas duas linhas de pensamento, há também certa complementaridade entre elas. Para o autor, uma caracterização fortemente dicotômica entre as duas linhas de pensamento seria equivocada, uma vez que esses tipos de teorias sociais não poderiam estar estritamente de um lado nem de outro, sendo que muitos pesquisadores, na prática, adotariam posturas mais moderadas. Para exemplificar, Rutherford (1994) defende que mesmo “comportamentalistas” como Veblen não poderiam excluir totalmente a hipótese de escolhas racionais. Da mesma forma, seria impossível para um “teórico da mão-invisível” negar a necessidade e a importância histórica de esforços deliberados para se desenvolver determinadas instituições.

De qualquer forma, a análise que será feita ao longo deste trabalho será baseada fundamentalmente nos preceitos teóricos e nas linhas de pesquisas empíricas identificadas claramente o com “novo institucionalismo” – conforme a definição de Engerman e Sokoloff (2008).

1.2. Endogeneidade das Instituições

Um grande número de escolhas institucionais tem que ser feitas pela sociedade, sendo que algumas combinações de instituições podem ser necessárias para prover a base para o crescimento econômico. Engerman e Sokoloff (2008) destacam algumas instituições “chave” que se deve avaliar: sistema eleitoral, educação, política fundiária, sistema bancário, política industrial, controle do mercado, impostos, política de gastos públicos e política monetária.

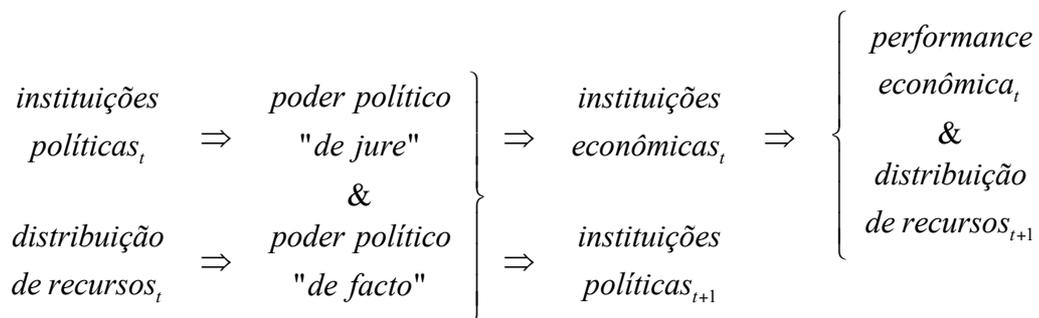
Como as decisões sobre as escolhas acerca das instituições muitas vezes não são tomadas diretamente pela população como um todo, uma questão importante a ser considerada é o prazo dos benefícios resultantes das escolhas das instituições, que é baseado na preferência intertemporal dos tomadores de decisão. É possível que as escolhas ótimas para o longo prazo sejam preteridas por outras que resultem em benefícios maiores apenas para o curto prazo. Isso pode ocorrer devido a interesses político-eleitorais de curto prazo, no caso de assimetria de informação entre os

políticos e os eleitores, ou pela simples escassez de informação dos tomadores de decisão. (Engerman e Sokoloff, 2008)

De acordo com North (1990), os agentes frequentemente têm de decidir com base em informações incompletas e processar informações que eles recebem por meio de construções mentais que podem resultar em trajetórias persistentemente ineficientes.

Acemoglu, Johnson e Robinson (2005) fazem uma discussão detalhada sobre as circunstâncias em que as instituições são escolhidas e sobre os mecanismos pelos quais as instituições políticas e a distribuição de recursos influenciam a economia. A Figura 1.1 é uma reprodução de uma representação esquemática que sintetiza a discussão feita no trabalho citado.

Figura 1.1 – Dinâmica das instituições políticas e econômicas



Fonte: Acemoglu, Johnson e Robinson (2005, p.6).

As duas variáveis de estado são as “instituições” políticas e a distribuição de recursos. Enquanto as instituições políticas determinam o poder político “*de jure*” (formal) na sociedade, a distribuição de recursos influencia a alocação de poder político “*de facto*” (efetivo). Essas duas fontes de poder político, por sua vez, afetam as escolhas de instituições econômicas e a evolução futura das próprias instituições políticas. As instituições econômicas determinam o desempenho da economia, tanto em termos de crescimento como em termos de distribuição de recursos em $t+1$. Embora as instituições econômicas sejam determinantes fundamentais do desempenho econômico, elas são endógenas e moldadas pelas instituições políticas e pela distribuição de riquezas da sociedade. (Acemoglu, Johnson e Robinson, 2005)

Um dos grandes desafios da literatura sobre o assunto é justamente tratar a questão da simultaneidade, que ocorre quando uma variável explicativa é determinada juntamente com a variável dependente, nos modelos econométricos que procuram mostrar a relação de causalidade entre instituições e renda per capita. Como ressaltado pelos principais estudos empíricos sobre o assunto, em geral, os países mais ricos conseguem manter instituições mais fortes e estáveis. Isso significa que é preciso estar atento ao problema de causalidade reversa em estudos que relacionem instituições e desenvolvimento econômico.

Além da questão da simultaneidade, outros fatores poderiam gerar endogeneidade prejudicando a qualidade das estimativas econométricas nesse tipo de estudo, são eles:²

- omissão de variáveis, pois muitos fatores além das instituições podem afetar o nível de renda dos países – gerando uma tendência de se superestimar o efeito das instituições;
- dificuldade de se encontrar fontes de variação exógenas simultâneas e independentes que permitam a utilização de mais de um indicador de qualidade das instituições como variáveis explicativas para o nível de renda dos países;
- erro de medida, dado que as variáveis utilizadas para mensurar as instituições são sempre variáveis *proxy* que são escolhidas com algum grau de subjetividade e que, portanto, podem conter erros de medida.

Na próxima seção, serão descritos os principais trabalhos recentes sobre o tema e suas respectivas estratégias de identificação usadas para minimizar os problemas supracitados. Serão mencionados também alguns trabalhos nos quais os autores não chegam a estimar relações causais entre instituições e renda per capita, mas, por meio de estimativas de correlações entre variáveis, são capazes de analisar a validade de algumas construções teóricas importantes sobre o assunto.

² Em modelos econométricos, uma variável explicativa (x_j) é considerada endógena quando é correlacionada com o termo de erro da equação (u) (WOODRIDGE, 2002, p. 50).

1.3. Estudos Recentes sobre a Relação entre Instituições e Desenvolvimento

As contribuições teóricas feitas por Douglas C. North são utilizadas como referencial básico dos principais trabalhos publicados recentemente sobre a importância das instituições para o crescimento econômico e sobre as causas e as consequências das instituições e das mudanças institucionais. Para North (1990), o desafio central da história humana é entender as causas de trajetórias tão divergentes de mudanças históricas, que levam algumas sociedades a crescer no longo prazo enquanto outras permanecem estagnadas ou em absoluta decadência de bem-estar econômico.

Os primeiros trabalhos empíricos que trataram da relação causal entre instituições e desenvolvimento econômico de longo prazo tratando a questão da endogeneidade das instituições por meio de variáveis instrumentais são Mauro (1995) e Hall e Jones (1999). O desafio é resolver o problema de identificação, mostrando que os instrumentos afetam o nível de renda per capita apenas indiretamente – por meio das instituições.

No primeiro trabalho, Mauro (1995), com base em dados da The Economist Intelligence Unit para 68 países, estima a relação causal entre corrupção e investimentos (e, por conseguinte, crescimento econômico). O instrumento utilizado para minimizar o problema de endogeneidade foi um índice de fragmentação etnolinguística. Os resultados indicaram que a corrupção reduz investimentos privados, o que, por conseguinte, reduz o crescimento econômico mesmo em subamostras de países onde há estruturas regulatórias pesadas. O problema dessas estimativas é que esse instrumento pode ter efeitos sobre os investimentos (e o crescimento econômico) não só por meio da corrupção. Como o próprio autor destaca, a fragmentação etnolinguística também pode afetar a estabilidade política, que, por sua vez, tem efeitos diretos sobre a economia. O que Mauro (1995) não menciona é que isso pode comprometer a qualidade das estimativas que são descritas como principais resultados do trabalho.

Hall e Jones (1999), após uma análise contábil das diferenças de renda per capita entre países – explicadas por diferenças nos níveis de capital físico, capital humano e de produtividade –, testam a hipótese de que a causa fundamental para essas

diferenças no longo prazo seriam as instituições de cada país (chamadas pelos autores de “infraestrutura social”). Como *proxy* para instituições, foi utilizada uma combinação de dois índices que medem, respectivamente: a qualidade das políticas governamentais (lei e ordem, qualidade burocrática, corrupção, risco de expropriação e o repúdio do governo a contratos); e uma medida de abertura ao comércio internacional. As variáveis instrumentais utilizadas pelos autores são a distância dos países em relação ao equador, a fração da população que fala inglês e a fração da população que fala outras línguas europeias. Essas variáveis seriam uma medida de influências positivas europeias (especialmente, britânicas) sobre as instituições dos países. O problema desses instrumentos é que é fácil encontrar exemplos que mostram que influências da Europa Ocidental não resultaram em boas instituições, como no caso da “Costa do Ouro”.

A partir das contribuições seminais de La Porta *et al.* (1997, 1998), Engerman e Sokoloff (1997, 2002), e Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), três diferentes linhas de pesquisa sobre instituições foram desenvolvidas. Todas as três examinam a expansão europeia e o processo de colonização iniciado no século XVI. Além disso, todas as três linhas argumentam que as instituições são um importante fator determinante para o desenvolvimento econômico de longo prazo. No entanto, cada um tem uma visão diferente dos aspectos dos pactos coloniais que foram mais relevantes para criação das instituições, resultando em diferentes estratégias de identificação das relações causais. (NUNN, 2009)

As análises de La Porta *et al.* (1997, 1998) enfatizam as diferenças entre os sistemas legais baseados na “lei comum” (*common law*) britânica e a “lei civil” (*civil law*) romana. Os autores argumentam que países com sistemas legais baseados na lei comum britânica oferecem proteção melhor ao investidor em relação a países com sistemas legais baseados na lei civil romana. Esse fato histórico é usado por La Porta *et al.* (1997, 1998) para examinar o efeito causal da força das regras legais em proteger os direitos dos investidores. Os autores argumentam que a origem legal das antigas colônias é claramente exógena às características do país e, portanto, pode ser usada como instrumento para a estimativa dos efeitos da proteção dos direitos dos investidores no desenvolvimento financeiro. O primeiro estágio da estimativa por variáveis instrumentais (IV) mostra que países com a lei civil, em

relação aos países com a lei comum, realmente têm proteções melhores ao investidor. As estimativas do segundo estágio indicam que países com proteções mais fracas ao investidor têm mercados de dívidas e de ações menos desenvolvidos.

Os trabalhos de Engerman e Sokoloff (1997, 2002) se concentram nas diferenças entre trajetórias de desenvolvimento dos países do continente americano, que foram colonizados por um número limitado de países europeus em períodos de tempo parecidos – representando, assim, um experimento natural interessante. Os autores argumentam que as diferenças iniciais nos níveis de desigualdade das distribuições de riqueza, de capital humano e de influência política entre as diferentes sociedades do continente americano foram causadas pelas dotações originais de fatores. Em alguns casos, como o do Brasil, o alto grau de desigualdade foi resultado das dotações iniciais de terra e geografia que, juntamente com a ampla utilização de mão-de-obra escrava, eram apropriadas para o plantation – plantações de larga escala e de baixa produtividade. Nas antigas colônias espanholas, a dotação de recursos minerais também reforçou a tendência às desigualdades políticas e econômicas. Como resultado das significativas desigualdades econômicas e políticas dessas regiões, foram criadas instituições voltadas a proteger privilégios das elites e a restringir a participação do resto da população nos ganhos obtidos com o comércio dos produtos.

Por outro lado, em sociedades com dotações iniciais de renda e de capital humano mais igualitárias, ou com uma população mais homogênea, as elites eram menos capazes e menos inclinadas a institucionalizar regras e políticas governamentais para obter benefícios próprios. Nesse caso, portanto, as instituições foram criadas para dar um tratamento mais igualitário à população e para prover um ambiente de maior igualdade de oportunidades. Instituições ligadas à política educacional, por exemplo, foram fundamentais para ampliar o acesso da população em geral a boas oportunidades de desenvolvimento profissional. (Engerman e Sokoloff; 1997, 2002)

Enquanto Engerman e Sokoloff (1997, 2002) desenvolvem sua teoria com base em análises descritivas históricas do continente americano, alguns estudos mais recentes tentam validar econometricamente teoria defendida por Engerman e Sokoloff. Nunn (2008), por exemplo, analisa essa teoria sob diferentes óticas.

Examinando a relação entre a escravidão do passado e a performance econômica atual (entre diferentes países das Américas e entre estados e cidades dos EUA), Nunn achou evidências consistentes com a hipótese de que escravidão seria ruim para o desenvolvimento econômico. Porém, contrariamente ao que defendem Engerman e Sokoloff, os dados não mostram que plantações em larga escala com mão-de-obra escrava sejam piores para o crescimento que outras formas de utilização desse tipo de mão-de-obra. Olhando mais especificamente a hipótese sobre os canais de causalidade, Nunn examinou se a relação entre escravidão e renda pode ser explicada pelo efeito da escravidão sobre a desigualdade econômica inicial. Analisando os dados dos EUA, o autor encontrou evidências de que o uso de escravos em 1860 era positivamente correlacionado com a desigualdade de renda no mesmo ano e que, em função da persistência da desigualdade ao longo do tempo, a escravidão do passado também é positivamente correlacionada com a desigualdade de renda atual. Deste modo, os dados sugerem que escravidão teve um efeito de longo prazo tanto sobre a desigualdade como sobre a renda per capita média dos países. Entretanto, após examinar a relação entre uso de escravos, desigualdade inicial e renda atual, Nunn relatou que o efeito adverso da escravidão sobre o desenvolvimento econômico não parece ter sido causado por seu efeito sobre a desigualdade de renda inicial.

Acemoglu *et al.* (2008) analisando o caso da província de Cundinamarca, na Colômbia, no entanto, chega a conclusões diferentes. Os autores destacam que o grande desafio para trabalhos empíricos que se propõem a testar a teoria de Engerman e Sokoloff é que a desigualdade econômica é correlacionada também a muitos outros potenciais determinantes do desenvolvimento de longo prazo. Para tentar superar essa dificuldade, Acemoglu *et al.* (2008) foca na possível associação entre desigualdade econômica e desigualdade política, no sentido de que as escolhas coletivas reflitam interesses de uma pequena parcela da sociedade. Os resultados, ao contrário do que preveem Engerman e Sokoloff, indicam que, pelo menos no caso da Colômbia, não há evidências de que desigualdade na distribuição de terras seja associada com resultados econômicos ruins. Pelo contrário, desigualdade de terras há mais de 120 anos tem poder preditivo positivo para os resultados econômicos atuais, mesmo controlando para a atual desigualdade de terras e por diversas variáveis geográficas – resultado contrário também ao obtido

com os dados dos estados norte-americanos. Para explicar esse resultado, os autores se apoiam na terminologia descrita por Acemoglu, Robinson e Verdier (2004) sobre o nível de desenvolvimento político dos países. Com base nessa caracterização, a Colômbia dos séculos XIX e XX pode ser descrita como “fracamente institucionalizada”, no sentido de que as instituições políticas impunham poucas restrições sobre as ações políticas que poderiam ser implantadas. Nesse caso, quando os políticos não fazem parte das elites da terra, tais elites podem fiscalizar as ações políticas e, por isso, a desigualdade de terras pode estar associada com melhores resultados econômicos.

Um dos autores de dois trabalhos citados anteriormente, Daron Acemoglu, está entre os nomes mais importantes atualmente na literatura sobre instituições. Ele, muitas vezes em conjunto com Simon Johnson, James A. Robinson e outros pesquisadores, realizou uma série de trabalhos que procuraram testar empiricamente e/ou modelar a importância das instituições para a determinação do nível de renda per capita. Um dos primeiros trabalhos desse autor sobre o assunto é Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), que usam a hipótese de que países com ambientes com menos risco de doenças mortais receberam um fluxo maior de imigrantes europeu e que, por isso, instituições que promovem a garantia do direito de propriedade foram criadas ainda no período do pacto colonial. Por outro lado, nos países com mais doenças letais para os europeus e com pequeno fluxo de imigrantes europeus, os colonizadores não tinham incentivos para estabelecer regras rígidas de direito de propriedade e, ao contrário, estabeleciam instituições para extrair o máximo de *rent-seeking* das colônias. Dadas essas hipóteses, a estratégia de identificação consistia em considerar que o índice inicial de mortalidade dos colonizadores não seria correlacionado diretamente com a renda atual, e logo a correlação ocorreria somente por meio das instituições do país. No primeiro estágio da estimativa por IV, os autores acham uma forte relação negativa entre a taxa de mortalidade dos colonizadores e a qualidade das instituições atuais. No segundo estágio, as estimativas indicaram que as instituições apresentam um forte efeito positivo sobre a renda per capita.

Outro trabalho importante dos mesmos autores é Acemoglu, Johnson e Robinson (2002), que estudam os países que foram colonizados pelos europeus nos últimos

500 anos e conclui que os países que eram relativamente ricos em 1500 estão relativamente pobres atualmente. Os autores documentam esse “reverso da fortuna” com dados de padrões de urbanização e de densidade populacional, os quais são usados como *proxy* para a prosperidade econômica. Esse reverso mostraria a inconsistência na visão de que o desenvolvimento econômico estaria ligado a fatores geográficos. Acemoglu, Johnson e Robinson argumentam que o reverso reflete mudanças institucionais resultantes do colonialismo europeu, que era mais inclinado a introduzir instituições que encorajavam os investimentos em regiões que eram previamente pobres. Esse “reverso institucional” seria responsável pelo “reverso da renda”. Os autores mostram que o processo de reversão das rendas relativas ocorreu no final do século XVIII e no início do século XIX e resultou do fato de que sociedades com boas instituições conseguiram tirar vantagem da oportunidade de industrialização.

Sachs (2003), por sua vez, argumenta que a geografia é que seria mais importante, tendo não apenas efeitos indiretos sobre a renda (por meio das instituições, como defendem Acemoglu, Johnson e Robinson) como também efeitos diretos sobre o nível de renda – por meio, por exemplo, dos efeitos sobre a produtividade, o crescimento populacional, o comércio e o investimento. Sachs utiliza-se de uma variável específica para representar os aspectos geográficos, o risco de malária. A variável instrumental usada para o risco de malária foi a chamada “ecologia da malária”, que é uma combinação entre temperatura, abundância de mosquito e um vetor específico. Já os instrumentos usados para a variável de qualidade institucional foram: a parcela da população do país que vive em cada “ecozona”; e a variável de taxa de mortalidade no início do século XIX, que fora utilizada como instrumento por Acemoglu, Johnson e Robinson (2002), Easterly e Levine (2003) e Rodrik, Subramanian e Trebbis (2002). De acordo com os resultados encontrados por Sachs (2003), a hipótese de que a geografia não teria efeitos diretos sobre a renda, quando a variável de risco de malária é introduzida, é rejeitada mesmo após alguns testes de robustez.

Rodrik, Subramanian e Trebbis (2004) rebatem os argumentos de Sachs com alguns exercícios econométricos que indicam, entre outras coisas, que a influência da geografia sobre o nível de renda dos países se dá de forma indireta, por meio das

instituições, e que as variáveis indicadoras de malária (usadas por Sachs, 2003) são fortemente correlacionadas com fatores locais da África Subsaariana.

Glaeser *et al.* (2004), por outro lado, criticam a metodologia de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001, 2002) dizendo que a abordagem utilizada pelos autores não seria capaz de demonstrar corretamente a relação de causalidade entre instituições e renda per capita. O motivo seria que, mesmo que se aceite a visão de que as variáveis propostas por Acemoglu, Johnson e Robinson (2001, 2002) tenham moldado o padrão europeu de colonização, os dados não estariam mostrando se os europeus levaram consigo seu capital humano, suas instituições políticas ou algo mais. Glaeser *et al.* (2004) utilizam-se ainda de análises *cross-section* (controlando para o efeito individual dos países por meio de *dummies*) para mostrar que melhorias na educação antecederiam as melhorias institucionais. Os resultados desse último trabalho indicam também que não há evidências de que boas instituições políticas gerem boas previsões sobre as melhoras subsequentes em termos de anos de escolaridade.

Entretanto, de acordo com Acemoglu *et al.* (2005), esses resultados devem-se à omissão dos efeitos temporais e refletiriam, portanto, as melhorias dos indicadores de educação e de democracia verificadas ao longo dos últimos 35 anos. Ou seja, utilizando-se a terminologia da econometria de dados em painel, o erro de Glaeser *et al.* (2004) seria o de analisar apenas as variações *cross-section* entre educação e instituições políticas (variações *between*) sem explorar as variações ocorridas nos países ao longo do período (variações *within*).

CAPÍTULO 2: INDICADORES AGREGADOS DE INSTITUIÇÕES POLÍTICAS E DE INSTITUIÇÕES ECONÔMICAS

Muitos estudos sobre a importância das instituições para o desenvolvimento econômico são feitos utilizando análises *cross-country* com base em dados estáticos sobre instituições mensuradas por meio de indicadores pouco abrangentes. Outros fazem análises com dados em painel utilizando vários indicadores desagregados de instituições, incorrendo no problema de multicolinearidade, uma vez que esses indicadores, em geral, são muito correlacionados.

Outra característica comum nesse tipo de estudo sobre desenvolvimento econômico é a utilização de indicadores apenas de instituições econômicas, sem levar em consideração (em termos quantitativos) as instituições políticas. Apesar disso, as instituições políticas vêm sendo crescentemente incluídas nos debates empírico e teórico. Acemoglu, Johnson e Robinson (2005), por exemplo, fazem uma discussão detalhada sobre as circunstâncias em que as instituições são escolhidas e sobre os mecanismos pelos quais as instituições políticas e a distribuição de riquezas influenciam a economia.

Uma limitação comum em estudos sobre instituições, tanto políticas como econômicas, é a dificuldade de se encontrar variáveis proxies que reflitam bem os conceitos de instituições e que, ao mesmo tempo tenham uma boa cobertura geográfica – representativa em termos mundiais – e uma série temporal grande o suficiente para ser utilizada em estudos em painel.

Na área de ciência política, há alguns trabalhos que desenvolvem indicadores agregados de democracia que podem ser usados como proxies para instituições políticas. Munck e Verkuilen (2002) fazem uma revisão sintética, porém bastante abrangente, sobre os trabalhos mais importantes que se dedicam a mensurar e agregar indicadores de democracia.³ De acordo com Munck e Verkuilen (2002), os índices de democracia existentes, em geral, apresentam sérias limitações quanto ao processo de agregação, desde a seleção das variáveis que compõem os índices agregados (muitas vezes, incluídas sem justificativa teórica) até em relação ao

³ Para uma síntese sobre as principais fontes de dados sobre democracia, governança e *rule of law* ver também Munck (2003).

próprio método de agregação. Outra questão importante é que esses índices disponíveis são desenvolvidos para atender aos conceitos e às necessidades dos estudos na área de ciência política e, por isso, podem não ser boas alternativas para estudos sobre a importância das instituições para o desenvolvimento econômico.

A dificuldade para se encontrar proxies adequadas para instituições econômicas é ainda maior. Há poucos indicadores, mesmo desagregados, que sejam representativos para o mundo todo e/ou que tenham uma boa amplitude temporal. Um exemplo desse problema são os componentes do índice de “liberdade econômica do mundo” (*Economic Freedom of the World index*) do Fraser Institute que poderiam ser utilizados como proxies para instituições econômicas. Justamente devido à escassez de dados, o Fraser Institute acaba utilizando fontes de dados diferentes para cada período e a abrangência geográfica para o período anterior a 1995 é bastante restrita.⁴

Um dos poucos artigos que se dedicam a criar um banco de dados agregados de instituições econômicas foi feito por Knack e Keefer (1995) para o IRIS Center – da Universidade de Maryland. São estimados indicadores agregados que nada mais são que médias simples de variáveis (consideradas pelos autores como proxies para instituições) de apenas duas fontes diferentes, sendo uma média por fonte.

Kaufmann, Kraay e Zoido-Lobaton (1999) e Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2009 e 2010), por outro lado, utilizam uma metodologia de agregação mais sofisticada e desenvolvem um banco de dados contendo sete indicadores de “governança”, denominados como *Worldwide Governance Indicators* (WGI) do Banco Mundial, alguns dos quais são usados na literatura como proxies para instituições (econômicas e/ou políticas).⁵ O WGI foi obtido a partir de agregações de informações de diversas fontes, o que resultou num painel com sete indicadores para até 213 países ao longo do período de 1996 a 2009. Os autores utilizam-se de uma metodologia de agregação baseada em um modelo de componentes não-observáveis. Outro diferencial importante desse banco de dados é que o Banco

⁴ Para maiores detalhes sobre esse índice, ver site <http://www.freetheworld.com>.

⁵ Os sete indicadores de governança são denominados da seguinte forma: *voice and accountability; political stability and absence of violence; government effectiveness; regulatory quality; rule of law; e control of corruption*.

Mundial mantêm um site completo com atualizações regulares de dados e de textos sobre essas atualizações.⁶

Apesar de ser um banco de dados inovador e com informações relevantes, há algumas questões que podem restringir a utilização desses dados em trabalhos sobre instituições. A principal é que os indicadores de governança não foram criados especificamente para se adequar aos conceitos de instituições mais aceitos na literatura (tema que será discutido nas seções seguintes) – embora esses indicadores sejam usados como proxies para instituições em alguns artigos. Os próprios autores do banco de dados dizem que o termo “governança” é imprecisamente trocado por eles pelo termo “instituições” ao longo de seu texto (Kaufmann e Kraay, 2008, p.5).⁷ Além disso, há três outras questões que, embora sejam tratadas estatisticamente pelos autores, podem gerar problemas de consistência nos painéis de dados: as fontes de dados são diferentes ao longo do tempo (muitas fontes são incorporadas à agregação apenas nos últimos períodos), gerando inconsistência intertemporal nos dados; são utilizadas fontes não-representativas em termos mundiais, que contêm dados de diferentes grupos de países (por região ou nível de renda), fato que pode acarretar em inconsistências nas comparações entre países; e os indicadores estimados possuem médias iguais a zero em todos os períodos, o que limita o uso dos indicadores em estudos que usam as mudanças institucionais como variáveis explicativas para variações intertemporais de outras variáveis. Sobre este último ponto, como é explicado por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2007) e será mencionado nas próximas seções, em muitos casos, não é possível interpretar mudanças relativas das notas estimadas para cada país como mudanças “absolutas”. Essa questão faz com que a informação cardinal (a ordem de grandeza das diferenças) provenientes dos dados desagregados seja parcialmente perdida.

A fim de contribuir com a literatura sobre instituições, este capítulo se propõe a estimar indicadores agregados de instituições políticas e de instituições econômicas que combinem: boa qualidade das fontes de dados; metodologia de agregação que

⁶ <http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.asp>

⁷ O WGI usa alguns indicadores que também serão usados neste trabalho e que, como será analisado nas próximas seções, podem ser usados para se mensurar instituições. Por outro lado, muitos indicadores usados nas agregações do WGI extrapolam o conceito de instituições.

permita que se façam inferências estatísticas sobre os indicadores estimados, tais como o grau de incerteza associado a cada indicador e a significância estatística nas comparações entre países e entre períodos; abrangência conceitual adequada dos indicadores estimados, a fim de captar as várias dimensões teóricas das instituições; amostra maior possível tanto no que se refere ao número de países quanto em relação à abrangência temporal dos dados, sem que se comprometa a qualidade das estimativas. Ao contrário do que se verifica em muitos estudos sobre o assunto, neste artigo pretende-se buscar na literatura teórica as justificativas para a escolha de cada tipo de variável que será usada para se mensurar as instituições.

Para se chegar a esses indicadores será utilizada, inicialmente, a metodologia de agregação do WGI descrita por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010). Em seguida, serão definidos os critérios e as justificativas para a escolha das fontes de dados e das variáveis que serão utilizadas para se realizar as agregações. Depois, serão discutidos problemas relacionados a outros indicadores agregados que poderiam ser (ou são) usados em outros trabalhos como proxies para instituições. Na seção subsequente, serão descritos e avaliados os resultados obtidos com esse modelo. Em seguida, propõe-se um método alternativo que permite estimar tendências globais e evitar possíveis perdas de informações sobre variações intertemporais por país presentes nos dados originais desagregados. Com base nos resultados obtidos pelos dois métodos, são feitas comparações por país entre os indicadores de instituições políticas e os de instituições econômicas. Por último, serão feitas apresentadas as principais conclusões deste trabalho.

2.1 Metodologia de Agregação

2.1.1 Descrição do Modelo

O método de agregação do WGI descrito por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010) estima indicadores agregados (no caso do WGI, seis indicadores de governança) combinando informações desagregadas fornecidas por diferentes fontes de dados para um mesmo período de tempo. A ferramenta estatística usada é um modelo de componentes não observados (UCM, na sigla em inglês). A premissa estatística básica para esta abordagem é simples, cada fonte de dados consiste em um “sinal” imperfeito de um indicador mais complexo que seria difícil de observar diretamente.

Isso significa que, em posse de dados desagregados de diferentes fontes, enfrentam-se os seguintes problemas de extração de sinal: como isolar sinais informativos sobre o componente não observado do indicador agregado que se pretende estimar (no caso específico deste trabalho, qualidade das instituições políticas e das instituições econômicas) comum a cada fonte de dados utilizada; e como combinar otimamente os dados das diferentes fontes para obter o melhor sinal possível da qualidade das instituições em cada país baseado nos dados disponíveis. O UCM provém uma solução para esses problemas de extração de sinal (KAUFMANN, KRAAY E MASTRUZZI, 2010).

Para cada indicador agregado, um de qualidade das instituições políticas e o outro das instituições econômicas, assume-se que a variável observada, y_{jk} , da fonte de dados k para o país j , seja uma função linear do indicador não-observado de instituições para o país j , g_j , e do termo de erro, ε_{jk} :

$$y_{jk} = \alpha_k + \beta_k(g_j + \varepsilon_{jk}) \quad (2.1)$$

onde α_k e β_k são parâmetros. Assume-se que g_j seja uma variável aleatória com distribuição normal com média zero e desvio-padrão igual a um, o que é a uma “escolha inócua de unidades” necessária para a identificação dos parâmetros α_k e β_k .

Os autores assumem ainda que: o termo de erro tem distribuição normal com média zero e variância constante entre os países, mas diferente entre fontes de dados., $V[\varepsilon_{jk}] = \sigma_k^2$; e que os erros são independentes entre as fontes, $E[\varepsilon_{jk}\varepsilon_{jm}] = 0$, quando a fonte m é diferente da fonte k . Essa hipótese identificadora de independência dos erros pressupõe que a única fonte de correlação entre fontes diferentes deve-se ao fato de que tais fontes contêm “sinais” da mesma variável não-observável.⁸ Outra consequência desta hipótese é que diferentes indicadores de uma mesma fonte de dados não podem ser agregados por esse modelo, pois, como são calculados pelas mesmas equipes de especialistas utilizando as mesmas metodologias, provavelmente, violariam a hipótese de independência dos erros. Para que seja

⁸ Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010) discutem as chances e as consequências da violação dessa hipótese e mostram que, na prática, não há maiores problemas para os indicadores estimados.

possível levar em consideração as informações contidas nos diferentes indicadores de cada fonte, é preciso primeiro estimar as médias de cada fonte e, então, agregar as diversas fontes pelo modelo de componentes não-observados.

O termo de erro, ε_{jk} , capta duas fontes de “ruídos” entre a variável não-observada e as variáveis observadas: a primeira é o erro de mensuração de cada fonte específica, k ; a segunda é a relação imperfeita entre os conceitos das variáveis de cada fonte específica, k , e o conceito mais amplo da variável agregada não-observada. Dessa forma, a variância do termo de erro de cada indicador, σ_k^2 , reflete essas duas fontes de ruídos, indicando que quando menor for a variância, mais preciso é o sinal extraído por uma fonte para a variável não-observada.

Para se estimar os parâmetros do modelo, α_k , β_k e σ_k^2 , para cada fonte de dados k (onde $k = 1, \dots, K$) é preciso maximizar uma função de verossimilhança, descrita por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010), para cada período de tempo. Como, no presente trabalho, utilizam-se apenas fontes com dados representativos para o mundo, conforme será descrito na próxima seção, foi estimada apenas a função recomendada para este tipo de fonte de dados. A representatividade mundial das amostras é crucial porque justifica a hipótese assumida por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010) de normalidade conjunta de g_j e ε_{jk} . A notação usada é a seguinte: sejam os vetores $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_{K_j})$, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{K_j})$ e $\sigma^2 = (\sigma_1^2, \dots, \sigma_{K_j}^2)$, onde K_j é o número de fonte de dados disponíveis para cada país j . Sejam ainda B e Σ matrizes diagonais com β e σ^2 , respectivamente, nas diagonais principais e $\Omega = \beta\beta' + B\Sigma B'$. A contribuição do país j para a log-verossimilhança é, então, dada por:

$$\ln L(\alpha, \beta, \sigma^2) \propto \ln |\Omega| + (y_j - \alpha)' \Omega^{-1} (y_j - \alpha) \quad (2.2)$$

Somando os resultados desta função para todos os j países e, em seguida, maximizando a função de log-verossimilhança, estimam-se os parâmetros desconhecidos, α_k , β_k e σ_k^2 para cada fonte de dados k .⁹ Como o número de fontes de dados disponíveis para cada país pode variar, as dimensões de y_j e α (que são vetores $K_j \times 1$) e de B , Σ e Ω (que são matrizes $K_j \times K_j$) também podem variar. Desta forma, é possível utilizar a função de verossimilhança mesmo que não haja dados de

⁹ A identificação do modelo requer que se tenham no mínimo três fontes de dados.

todas as fontes para todos os países (KAUFMANN, KRAAY E MASTRUZZI, 2010, p.24).

Em seguida, é possível estimar a variável não-observada do país j , g_j , por meio da distribuição de g_j condicional aos dados observados, y_{jk} . Essa distribuição também é normal e tem a seguinte média:

$$E[g_j/y_{j1}, \dots, y_{jk}] = \sum_{k=1}^K w_k \frac{y_{jk} - \alpha_k}{\beta_k} \quad (2.3)$$

que é usada como estimativa pontual da variável não-observada. Em palavras, o que a equação (2.3) faz é uma média ponderada de variáveis observadas reescaladas para uma unidade comum de medida e que resultam em indicadores agregados com média zero e desvio-padrão igual a um.

Na prática, os resultados podem ser ligeiramente diferentes disso – a média pode não ser exatamente zero e desvio padrão pouco menor que um. Para ajustar os dados para essas diferenças e também para levar em conta a inclusão ou a exclusão de países ao longo da série, evitando problemas em comparações interanuais e entre países (*cross-country*) dos dados, serão feitos dois tipos de ajustes nos dados como proposto pelos autores do método e descrito no ANEXO A.

Os pesos designados para cada fonte de dados são obtidos diretamente pelo modelo por meio da seguinte equação:

$$w_k = \frac{1/\sigma_k^2}{1 + \sum_{k=1}^K (1/\sigma_k^2)} \quad (2.4)$$

que implica que fontes com menor variância do termo de erro (ou seja, com “sinais” mais informativos sobre as instituições) recebem maior peso na ponderação e que a soma dos pesos é igual a um: $\sum_{k=1}^K w_k = 1$.

Ainda com base nas informações das variâncias dos termos de erro de cada fonte de dados, é possível se avaliar o grau de incerteza das estimativas para os indicadores agregados – o que é uma das principais qualidades desse método. Esse grau de incerteza é obtido pelo desvio padrão da distribuição da variável não-observada (g_j) condicional aos dados observados para cada país, que será

chamado de “erro padrão” para se diferenciar do desvio padrão de cada indicador (α_k) e será estimado pela seguinte equação:

$$SE[g_j / y_{j1}, \dots, y_{jk}] = \left[1 + \sum_{k=1}^K (1/\sigma_k^2) \right]^{-1/2} \quad (2.5)$$

Esta equação (2.5) indica que quanto maior for o número de fontes de dados, k , e quanto maior for o grau de precisão de cada fonte de dados, menor será o grau de incerteza do indicador estimado. A forma mais interessante de se visualizar esse tipo de incerteza é calculando o intervalo de confiança utilizando este mesmo desvio padrão. A presença destas margens de erro reflete a imperfeição das variáveis *proxies* para os conceitos de instituições que se tentam mensurar aqui.

Como mencionado anteriormente, esse método propicia uma interessante forma de uniformização das pontuações a serem agregadas. Mas, por que é relevante este tipo de uniformização dos dados? Mais ainda, esse procedimento torna desnecessário qualquer reescalonamento prévio das bases de dados? Respostas a estas questões serão debatidas a seguir.

2.1.2 Necessidade de Reescalonamentos das Pontuações

Algumas fontes de dados apresentam as pontuações dadas aos países em escalas invertidas, onde a maior nota é dada ao país em piores condições. As próprias escalas de pontuação variam muito entre as fontes, dificultando simples comparações entre os dados desagregados e até entre os parâmetros estimados – caso o UCM fosse estimado com os dados originais. Por isso, antes de se fazer as estimativas dos indicadores agregados, será feito também um primeiro reescalonamento de pontuação para as diferentes fontes de dados.

Esse reescalonamento é feito subtraindo a nota de cada país/ano pelo mínimo possível (dentro da escala definida por cada base de dados) e dividindo o resultado dessa subtração pela diferença entre as notas mínima e máxima possíveis (também para cada fonte de dados). Com isso, todos os dados passam a variar dentro do intervalo entre 0 e 1, sendo 0 a pior nota possível e 1 a melhor nota possível. É importante lembrar que, caso se utilizassem os mínimos e máximos observados em

cada fonte/período (no lugar do mínimo e máximo possíveis), a ordem de grandeza das diferenças entre países/períodos poderiam ser alteradas.

Mesmo após esse primeiro reescalonamento, ainda é necessário um segundo ajuste para padronizar as pontuações – procedimento que é realizado pela equação (2.3). Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2005) identifica três razões pelas quais, mesmo após esse ajuste nos dados, ainda pode haver diferenças nos padrões de pontuação. A primeira é que nem todas usam por completo o conjunto de notas possíveis (especialmente os extremos, mínimo e/ou máximo). Isso pode fazer com que as médias fiquem sistematicamente maiores (ou menores) que as médias de indicadores desagregados que utilizam todo o intervalo de notas possíveis, o que seria identificado por α_k , ou mesmo gerar diferenças entre as dispersões das notas, o que poderia ser observado por meio do β_k . Uma segunda razão é que um indicador desagregado pode ser “fácil” (ou “difícil”) em relação aos demais, o que poderia superestimar (ou subestimar) os indicadores agregados de instituições e seria refletido no valor de α_k .¹⁰ A terceira razão é que algumas fontes tendem a superestimar as diferenças relativas entre os países, o que é refletido no valor do β_k e é mais comum de se verificar em fontes de dados não-representativas – não usadas neste trabalho –, mas pode ocorrer em fontes representativas também.

2.1.3 Vantagens e Desvantagens da Metodologia

Como destacado por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010), embora esta metodologia seja mais complexa em relação às alternativas mais usadas em outras agregações, este modelo possui três principais vantagens:

- o modelo transforma os dados para unidades comuns, mantendo parte da informação cardinal dos dados desagregados. Métodos alternativos baseados em rankings entre países, por exemplo, retêm apenas as informações sobre a posição relativa dos países, mas perdem aquelas referentes à dimensão absoluta das diferenças entre os países. Há também métodos que fazem o reescalonamento dos dados com base nos mínimos e máximos de cada

¹⁰ Para ilustrar essa questão pode-se dar um exemplo hipotético. Um fonte de dados pode definir como indicador de democracia apenas o grau de participação da população nas eleições enquanto o indicador de democracia de outra fonte (no caso, mais “difícil”) pode levar em conta também a liberdade de participação e de expressão em todo o processo de escolha das lideranças políticas.

período, o que pode deixar as estimativas sensíveis aos *outliers* dos dados originais;

- o modelo usa um critério interessante e bem claro para dar pesos às fontes de dados na agregação, por meio de estimativas dos graus de precisão de cada fonte;
- o grau de incerteza associado a cada indicador agregado de instituições é obtido diretamente na estimação do modelo.

As principais desvantagens são a maior complexidade do método em relação aos mais usados para agregações e a imposição de médias iguais a zero para todos os períodos estimados. Este último ponto, impossibilita a utilização dos valores estimados para se avaliar tendências médias globais e, caso haja evidências de alterações significativas nessas médias, impossibilita também a interpretação de mudanças relativas nas notas dos países por seus valores absolutos (perda de informação cardinal) – como admitem Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (p. 3, 2007). Como forma de tentar superar parte desta última deficiência metodológica, propõe-se, na seção 6, uma alternativa a este método de agregação.

2.2 Escolha das Fontes de Dados e dos Indicadores a Serem Agregados

A primeira questão que deve ser levada em consideração na definição das bases de dados a serem utilizadas nas agregações é a coerência dos indicadores com o conceito geral de instituições. Uma das definições mais utilizadas pela literatura recente sobre instituições é a de Douglas C. North: “Instituições são as regras do jogo numa sociedade ou, mais formalmente, são as restrições concebidas pelo homem que moldam a interação humana. Em consequência, elas estruturam incentivos em trocas humanas, sejam políticas, sociais ou econômicas.” (North, 1990, p.3).

Os critérios empregados para se definir quais fontes de dados serão utilizadas neste trabalho são:

- confiabilidade dos dados, procurou-se escolher somente fontes de dados já testadas e utilizadas em outros artigos;

- cobertura geográfica, foram selecionadas apenas bases de dados que sejam representativas para o mundo.¹¹ O objetivo é minimizar os problemas de inconsistência *cross-section* inerentes a esses tipos de dados baseados em pesquisas qualitativas;
- abrangência temporal, optou-se por se restringir o número de fontes de dados para aquelas que contenham séries temporais mais longas, como será detalhado a seguir. A ideia central é utilizar as mesmas bases de dados para todo o período das séries agregadas que serão estimadas neste trabalho. Com isso, mesmo não havendo dados de todas as fontes para todos os países no período completo, é possível reduzir os problemas de inconsistência intertemporal das estimativas;¹²
- evitar coincidência de fontes, foram evitadas fontes de dados secundários que apenas reproduzem dados produzidos por outras fontes primárias que já sejam utilizadas neste trabalho ou que não estejam de acordo com os critérios definidos nos parágrafos anteriores. Um exemplo claro desse tipo de fonte são os dados de “estrutura legal” e de “segurança de direitos de propriedade” divulgados nos relatórios anuais do Fraser Institute (Economic Freedom of the World).¹³

Por sua vez, os critérios usados para a escolha de cada indicador desagregado específico serão debatidos nas próximas subseções.

Em relação às séries de dados por países, foram feitos alguns ajustes, descritos no APÊNDICE A, com o objetivo de se obter séries mais longas do que a nomenclatura original dos países permitiria fazer. Isso porque, ao longo do tempo, muitos países

¹¹ Para se definir quais pesquisas apresentam dados de um conjunto de países representativos para o mundo segue-se o mesmo critério definido por Kaufmann et al (1999, 2009 e 2010), que leva em conta a abrangência dos países cobertos pelas pesquisas.

¹² Caso se restringisse a agregação para países que tivessem dados de todas as fontes utilizadas na agregação em todos os períodos, o número de países cobertos pela agregação poderia ser muito afetado.

¹³ O Economic Freedom of the World do Fraser Institute faz um encadeamento de dados de fontes primárias diferentes para os mesmos indicadores em distintos períodos de tempo e usam algumas bases de dados que não têm amostras representativas. A principal fonte primária de dados utilizada por essa publicação para o período anterior a 1999 é o PRS, que também será utilizada neste trabalho.

são desmembrados e/ou agrupados e, por isso, mudam de nome e poderiam gerar uma perda de informações relevantes caso não fossem considerados.

2.2.1 Instituições Políticas: democracia, liberdade e participação política, 1980-2010

O que se procura mensurar, no caso das instituições políticas, é a qualidade da democracia, inclusive as garantias relacionadas à liberdade de expressão e de associação. Os países serão considerados avançados, em termos de instituições políticas, se o poder não estiver concentrado, em função das “regras do jogo”, apenas em elites políticas e se o cidadão comum puder ter livre acesso à informação e puder contestar as políticas vigentes – sem que, para isso, seja necessário fazer uma revolução ou organizar qualquer tipo de revolta armada. Para se mensurar esse tipo de instituições, é preciso estar atento ao fato de que, em muitos países, embora haja regras que criem instituições políticas *de jure* coerentes com os conceitos de uma sociedade democrática livre, as instituições políticas *de facto* podem revelar países onde a democracia ainda é precária. A idéia desta agregação é criar um indicador que procure levar em consideração a qualidade das instituições políticas sob diversos aspectos, não apenas, por exemplo, a ocorrência ou não do sufrágio universal.

Uma forma comumente usada por governos autoritários para tentar dissimular instituições democráticas é convocar eleições gerais e/ou plebiscitos, embora as instituições *de facto* não garantam a vigência de democracias plenas e, nem mesmo, de eleições livres e idôneas. Uma importante referência sobre esse assunto é o livro de Dahl (1971), que trabalha o conceito denominado como “poliarquia”. O autor procura definir conceitualmente o grau de democratização de cada país, nesse sentido, a poliarquia seria um regime com duas dimensões: liberalização (contestação pública), direito amplo de existência de oposição ao governo e de competição política; e inclusão (participação política), direito de participar ativamente de contestação pública. De acordo com a teoria desenvolvida por Dahl (1972), mesmo que um país seja regido por uma poliarquia plena, isso não significa que haja uma democracia plena. A poliarquia seria uma segunda etapa (depois da chamada “quase-poliarquia”) dentro de um conjunto de transformações históricas que levariam uma nação ao regime democrático pleno – onde, além da liberalização

e da inclusão políticas, haveria um “estado de bem-estar social” com o amplo acesso de toda a população a uma variedade de direitos sociais.

Esse conceito de democracia vai além do que se pretende mensurar como instituições políticas, seguindo para o campo das políticas públicas. O que se procura aqui é identificar as “regras do jogo” (ou evidências de que essas regras sejam ou não cumpridas) que determinam a qualidade das instituições políticas. Políticas públicas (sociais, econômicas, etc.) estão fora do escopo deste trabalho.

Dahl (1971) argumenta que deveriam ser observadas oito garantias institucionais para que um país pudesse ser considerado uma poliarquia plena: liberdade para formar e participar de organizações; liberdade de expressão; direito universal de voto; elegibilidade para cargos públicos; direito dos líderes políticos de competirem por apoio e por votos; acesso amplo a fontes alternativas de informação; eleições livres e idôneas; instituições que façam com que as políticas governamentais dependam de votos e de outras manifestações de preferências.

Embora a poliarquia seja um conceito útil como referência teórica para a quantificação das instituições políticas, o indicador que será estimado neste trabalho não tem a pretensão de ser uma mensuração direta de poliarquia. O que se pretende, como já foi mencionado, é ter um indicador agregado de qualidade das instituições políticas que possa ser utilizado em estudos sobre desenvolvimento econômico, sem entrar na discussão mais profunda de ciência política – que tem debatido a necessidade de se estimar indicadores desagregados de democracia/poliarquia a fim de atender às necessidades específicas dessa área de pesquisa.

Fontes de Dados de Instituições Políticas

Após esta breve discussão conceitual sobre as instituições políticas, o que se pretende agora é apresentar as fontes de dados, as variáveis escolhidas para serem utilizadas na agregação, as eventuais transformações e/ou ajustes que tiveram de ser feitos nos dados. No APÊNDICE B, há também o Quadro B1 que sintetiza algumas informações sobre as fontes de dados e as variáveis.

FIW - Freedom in the World (da Freedom House)

Indicador utilizado: direitos políticos – qualidade do processo eleitoral, pluralismo e participação política das oposições e das minorias nas eleições e no funcionamento do governo.

O indicador de liberdades civis (*civil liberties*) da pesquisa FIW da Freedom House não foi utilizado porque, além de indicadores de liberdade de expressão, de crença, de associação e de organização, são usados também indicadores de *rule of law* – que serão empregados na agregação do indicador de instituições econômicas.

As edições da pesquisa FIW de 1973 a 1981, referentes ao período de 1972 a 1980, cobriam os anos-calendário de forma completa, de janeiro a dezembro de cada ano. Entretanto, as duas edições subsequentes, denominada como 1982 e 1983-84, cobriram períodos diferentes: janeiro de 1981 a agosto de 1982 e agosto de 1982 a novembro de 1983, respectivamente. Ou seja, são duas edições da pesquisa para três anos de referência. A solução encontrada por este trabalho para evitar a quebra na série foi: considerar os dados da edição 1982 como sendo referente aos dados apenas de 1981; a edição 1983-84 com dados somente de 1983; e estimar os dados de 1982 com base nos valores médios entre as duas edições da pesquisas.

FRP - Freedom of the Press (da Freedom House)

Indicador utilizado: índice de liberdade de imprensa (liberdade de emitir opiniões sem interferências e de procurar, receber e difundir informações e ideias por quaisquer mídias).

Embora a Freedom in the World e a Freedom of the Press sejam feitas pela mesma instituição, essas duas pesquisas são tratadas neste trabalho como fontes de dados diferentes. A justificativa para essa escolha é que as duas pesquisas são preparadas por equipes diferentes que utilizam fontes primárias de dados diferentes. O resultado são duas pesquisas independentes.

PIV – Polity IV Project

Indicadores utilizados:

- eleições para o executivo (regulação, competitividade e abertura);
- restrições aos poderes do chefe do executivo;
- regulação da competitividade política e participação da oposições.

Neste trabalho serão utilizadas as chamadas “variáveis conceituais” do Polity IV, sendo: EXREC, eleições para o executivo (regulação, competitividade e abertura); EXCONST, restrições aos poderes do chefe do executivo; e POLCOMP, que reúne indicadores sobre a regulação da competitividade política e a participação das oposições. Dentre os diversos indicadores calculados por essa fonte, essas variáveis conceituais são aquelas que se relacionam melhor com as demais variáveis de outras fontes de dados usadas aqui e que se identificam melhor com o próprio conceito de instituições políticas definido por este trabalho.

Cada uma dessas variáveis conceituais são quantificadas por pontuações diferentes que podem variar de 1 até 10, sendo que quanto maior a nota, melhor é a qualidade do indicador para o país/ano. Porém, a nota máxima de cada variável é diferente (EXREC, 8; EXCONST, 7; POLCOMP, 10), o que, na prática, resulta numa ponderação – que foi mantida no presente trabalho. Há ainda outros três códigos especiais, “-66”, “-77” e “-88”, que indicam, respectivamente: períodos de interrupção de poder;¹⁴ períodos de colapso completo da autoridade política central (“interregno” ou anarquia); e períodos de transição de poder – como detalhado por Marshall *et al.* (2010, p.19-20). Assim como foi feito por Marshall *et al.* (2010) para a variável composta (Polity2) – presente na quarta edição do projeto Polity e que não é utilizada aqui – os períodos de interrupção de poder (código -66) são tratados como sendo períodos de ausência de dados (*missing*), uma vez que, nestas situações, não há poder político independente no país e as instituições sofrem interferências diretas de potências estrangeiras. Nos casos em que há um completo colapso da autoridade política central (código -77), o presente trabalho reclassificou os países com a nota mínima (1) em cada uma das três variáveis. Já nos períodos de transição de poder (código -88), optou-se por seguir critério análogo ao proposto por

¹⁴ Marshall et al (2010, p.19) descrevem os períodos de interrupção de poder da seguinte forma: se um país está ocupado por potências estrangeiras durante uma guerra que destitui o governo do país e, em seguida, restabelece um governo próprio ao fim da ocupação estrangeira, o período até que um governo independente seja restabelecido é codificado como de interrupção de poder.

Marshall *et al.* (2010) para a variável Polity2, suavizando as mudanças de pontuação ao longo do período de transição. Quando o código -88 é dado para o último da série de cada país, considera-se que não há dados para o país naquele ano (*missing*). Por último, quando o código -88 é seguido dos códigos -66 ou -77, ele é substituído pela nota mínima (1).

CIRI - Cingranelli Richards Human Rights

Indicadores utilizados:

- liberdade de reunião e de associação;
- liberdade de expressão;
- autodeterminação eleitoral.

A média dos indicadores da CIRI – liberdade de reunião e de associação, liberdade de expressão e autodeterminação eleitoral – que será usada neste trabalho para ser agregada com os demais indicadores, foi obtida por uma ponderação. A variável de “autodeterminação eleitoral” reuni duas variáveis que eram divulgadas de forma isolada anteriormente e que são de suma importância para um indicador de instituições políticas (“eleições livres e justas” e “participação política”). Por isso, essa variável foi ponderada com o dobro do peso dado às duas outras variáveis.

A pontuação é de 0; 1; ou 2. Sendo: 0, os piores casos, onde a liberdade é totalmente restringida ou negada; 2, para países onde “virtualmente” não há qualquer restrição ao exercício dos direitos em questão; e 1, para casos intermediários. No entanto, de forma similar ao que é usado no “Polity Project”, há outros três códigos especiais (-66, -77 e -999). As células classificadas pelo código “-999”, usado para sinalizar dados *missing*, foram retiradas da base para se igualarem ao que é feito para demais bases de dados. Os códigos “-77” e “-66” indicam, respectivamente, períodos de colapso completo da autoridade política central e períodos de interrupção de poder. Assim como foi feito para as variáveis do projeto Polity, considerou-se os períodos de interrupção de poder (código -66) como sendo períodos de ausência de dados (*missing*). Essa solução mostra-se interessante para as variáveis de liberdade política da CIRI usadas aqui porque não é possível dizer se, num período de mudança de governo supervisionada por um

outro país, a população do país tem ou não liberdade de associação, de expressão e de participação política. Nos casos em que há um completo colapso da autoridade política central (código -77), este trabalho reclassificou os países com a nota zero para as três variáveis, pois, neste caso, há uma forte evidência de que as instituições políticas estão sem condições para garantir qualquer tipo de liberdade e participações políticas.

2.2.2 Instituições Econômicas: Segurança para se investir e ambiente de negócios, 1996-2010

O conceito básico de instituições econômicas é o mesmo desenvolvido por North (1990) – mencionado anteriormente. De acordo com North (1990, p.5), “instituições afetam a performance da economia por meio de seus efeitos sobre os custos de troca e de produção”. Os indicadores de qualidade da política econômica – tais como inflação, grau de endividamento público dívida e déficit públicos, taxa de câmbio e taxa de juros –, embora também afetem diretamente o nível de produção, não fazem parte do que é denominado como instituições econômicas e, por isso, não serão utilizados neste trabalho. Outra definição similar é dada por Acemoglu (2009, p. 111), segundo o qual as instituições econômicas seriam “regras, regulações, leis e políticas que afetam incentivos econômicos e, portanto, os incentivos para se investir em tecnologia, capital físico e capital humano.”

Um alerta importante feito por North (1990, p. 101) é que, embora muitos países da América Latina tenham adotado constituições similares à Constituição dos EUA e leis de proteção ao direito de propriedade (instituições *de jure*) que tiveram sucesso na promoção do desenvolvimento de muitos países ocidentais, o desempenho econômico de longo prazo desses países latino-americanos foi bem inferior ao observado nos EUA. O motivo para tamanha disparidade de resultados estaria, segundo North (1990), nos mecanismos de aplicação e de cobrança do cumprimento das regras que formam a real estrutura de incentivos (instituições *de facto*) enfrentada pelos agentes econômicos de cada país e geram resultados muito diferentes em termos de desenvolvimento econômico.

Neste trabalho, procurou-se identificar variáveis que mensuraram a qualidade das “regras do jogo” que afetem diretamente os custos e a segurança para os

investimentos privados. Tal mensuração pode ser feita diretamente ou por meio de evidências do cumprimento ou não das regras. Dentre essas variáveis identificadas destacam-se: nível de corrupção dos órgãos públicos; qualidade da burocracia estatal; e efetividade do estado de direito (*rule of law*), incluindo indicadores de proteção ao direito de propriedade, de garantias de cumprimento de contratos, de observância das leis pela população e de imparcialidade do judiciário. Quanto melhores esses indicadores, mais barato, fácil e seguro se tornariam os investimentos e a produção.

Instituições que protegem a produção das empresas privadas de “desvios”, de acordo com Hall e Jones (1999), são componentes essenciais para se atingir altos níveis de renda per capita. “Roubo, ocupações ilegais e proteção mafiosa são exemplos de desvios empreendidos por agentes privados.” (Hall e Jones, 1999, p.84). Quando uma empresa tem de despende recursos significativos em medidas que reduzam os riscos de roubos e de violação da integridade física de seus empregados, tais recursos são desviados da atividade fim reduzindo o valor disponível para investimentos produtivos e em inovações. O resultado direto é a redução da eficiência econômica.

Variáveis que representam os níveis de violência dos países são usadas como evidência de cumprimento ou não das leis de cada país. A necessidade de utilização desse tipo de dado advém do fato de que há muitos países em que, mesmo tendo um arcabouço legal (instituições *de jure*) bem elaborado e que proteja os investimentos privados dos mais variados riscos, as regras são rotineiramente descumpridas – as instituições *de facto* são ruins.

Outra fonte frequente de desvios é a corrupção empreendida pelo aparelho estatal. A corrupção pode se dar, por exemplo, com cobranças de propinas ou, como destaca Mauro (1995), por meio de atrasos na distribuição de licenças ou de permissões para novos equipamentos ou processos produtivos. Howell (2007) aponta que a corrupção é uma ameaça aos investimentos porque distorce o ambiente econômico-financeiro e reduz a eficiência do governo e do setor privado – permitindo que pessoas assumam cargos relevantes por meio de indicações políticas sem critérios técnicos.

De forma análoga uma burocracia estatal de baixa qualidade pode gerar mais desvios. Como destacam Nee e Oppen (2009, p.299), “quanto menor a qualidade da burocracia, maior o nível de incerteza enfrentada pelos agentes econômicos e menor previsibilidade no planejamento de curto e longo prazos”.

Fontes de dados de Instituições Econômicas

Como mencionado anteriormente, há uma grande dificuldade em se encontrar dados internacionais sobre instituições econômicas representativos para o mundo com séries tempo longas. Dentre as fontes escolhidas por este trabalho, a Political Risk Services (PRS) é a única que tem dados para a década de 1980. Além disso, ao contrário do que ocorre com os dados de instituições políticas, grande parte das provedoras dos dados são empresas que comercializam seus bancos de dados. A exceção é a Heritage Foundation, que disponibiliza gratuitamente seus dados pela internet. Por isso, os dados da PRS foram comprados diretamente pelo site da empresa.¹⁵ As demais bases de dados foram obtidas pelos valores médios divulgados publicamente pelo WGI, do Banco Mundial.¹⁶

Outra fonte que possui dados a partir da década de 1980 é a Business Environment Risk Intelligence (BERI). Entretanto, só há dados detalhados (com todos os indicadores desagregados por assunto) e para o período completo (1980-2010) para 50 países. Os índices de risco agregados, disponíveis para outros 50 países no período de 1994 a 2003, trazem muitas informações que não são compatíveis com o conceito de instituições. Portanto, seguindo os critérios definidos no início deste capítulo, os dados dessa fonte não serão utilizados.

Duas das quatro fontes escolhidas para esta agregação têm o período inicial de cobertura em 1996.¹⁷ Como são necessárias ao menos três fontes de dados para que o modelo seja estimado, o período inicial de cobertura do indicador agregado de instituições econômicas será, então, o ano de 1996.¹⁸

¹⁵ Os dados da PRS foram adquiridos com recursos do CEDEPLAR/UFMG.

¹⁶ Esses dados divulgados pelo WGI são bianuais entre 1996 e 2002 e anuais a partir de 2002.

¹⁷ Para uma descrição sintética das fontes de dados utilizadas, ver Quadro B2 (APÊNDICE B).

¹⁸ Os dados da Economist Intelligence Unit são mensais a partir de 1997, por isso, foram utilizados os dados de janeiro de 1997 para representar o ano de 1996. Para os demais anos, foram usados os dados de dezembro.

PRS - Political Risk Services (International Country Risk Guide – ICRG)

Indicadores utilizados:

- perfil de investimento – viabilidade de cumprimento de contratos, facilidade para repatriação de lucros e atrasos em pagamentos de transações comerciais;
- "lei e ordem" – lei (força e imparcialidade do sistema legal) e ordem (observância da lei pela população);
- qualidade da burocracia – força, autonomia e qualidade da burocracia;
- corrupção – medida de corrupção dentro dos órgãos públicos.

Além de ser a fonte com a maior série temporal dentre as escolhidas para esta agregação, a PRS é uma das fontes de dados mais utilizadas nos trabalhos recentes sobre instituições.

Os indicadores escolhidos utilizados aqui fazem parte do indicador chamado de “risco político” pela PRS, que dá notas máximas diferentes a cada um desses indicadores – o que, na prática, é uma ponderação. O procedimento adotado aqui foi somar as notas originais e, só então, padronizá-las – para variarem entre 0 e 1. Essa ponderação foi mantida porque é bem justificada pelos autores, que levam em conta a quantidade de informações que estão sendo mensuradas e sua importância relativa – para maiores detalhes, ver Howell (2007).¹⁹

HER – The Heritage Foundation: Index of Economic Freedom

Indicadores utilizados:

- direito de propriedade – grau em que as leis de um país protegem o direito de propriedade privada e em que seu governo aplica essas leis;
- liberdade de investimento – índice que avalia uma ampla variedade de restrições tipicamente impostas aos investimentos privados.

¹⁹ A pontuação máxima para cada variável é: perfil de investimento (12), “lei e ordem” (6), corrupção (6) e qualidade da burocracia (4).

Esses indicadores da Heritage Foundation utilizados fazem parte de um índice de “liberdade econômica” que é composto por estes e mais 8 outros componentes, cuja média é calculada dando-se o mesmo peso para todos os componentes – o que foi mantido aqui para os dois componentes utilizados. Como essa pesquisa passou por importantes revisões metodológicas entre 2006 e 2007, optou-se por seguir Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2009) utilizando apenas componentes estimados com base avaliações subjetivas da própria equipe técnica da Heritage e que são comparáveis ao longo do tempo.²⁰

Os dados divulgados pela pesquisa num dado ano referem-se às informações do ano anterior. Portanto, como a primeira pesquisa desse tipo da HER é de 1995, o período inicial de cobertura destes dados é 1994.

EIU – Economist Intelligence Unit

Indicadores utilizados:

- qualidade da burocracia – efetividade institucional e excesso de burocracia (regras e formalidades);
- efetividade do estado de direito (*rule of law*) – proteção à propriedade privada, proteção à propriedade intelectual, confisco/expropriação, rapidez dos processos judiciais, garantias de cumprimento de contratos, legitimidade dos processos judiciais, crimes violentos e crime organizado;
- corrupção.

De forma similar ao que foi feito com os dados da PRS, neste caso, foram atribuídos pesos diferentes para cada indicador (ou grupo de indicadores), sendo: qualidade da burocracia (1), corrupção (1,5) e *rule of law* (4,5). Este último, *rule of law*, na verdade, é um grupo de indicadores que reúne informações que seriam classificadas pela PRS como “perfil de investimento” e “lei e ordem”, por isso, atribui-se esse peso significativamente mais elevado – compatível com os pesos dados às variáveis análogas da PRS.

²⁰ Kaufmann et al (2009), além desses dois componentes, utiliza também o componente de “liberdade financeira” – que não foi usado aqui por ser incompatível com o conceito de instituições.

IHS - Global Insight

O IHS Global Insight produz diversas pesquisas diferentes, algumas até com indicadores similares. A pesquisa utilizada aqui foi desenvolvida originalmente pela World Markets Online (WMO) e passou a fazer parte da Global Insight a partir de 2003. Os primeiros dados disponíveis referem-se a 1997, mas serão utilizados aqui para 1996 e 1998 – anos para os quais não há dados (embora a primeira pesquisa tenha sido divulgada em 2008).

Indicadores utilizados:

- efetividade do estado de direito (*rule of law*) – independência do judiciário, nível de imparcialidade a que os investidores estão sujeitos; criminalidade, riscos e custos para os investimentos provenientes de crimes como sequestro, extorsão, violência urbana e roubo;
- corrupção – neste indicador são avaliados os problemas causados pela corrupção presente em órgãos públicos, que podem ser agravados por eventuais excessos de burocracia.

Novamente foram seguidos critérios análogos àqueles utilizados com os dados da PRS. Neste caso, o indicador de *rule of law* da IHS é similar ao de “lei e ordem” da PRS e o indicador de corrupção da IHS contém informações similares ao do mesmo indicador da PRS. Desta forma, foram dados pesos iguais aos dois indicadores, ou seja, foi feita uma média aritmética.

É importante ressaltar que esta mesma fonte de dados, IHS, produz também a pesquisa chamada de “Global Risk Service”, que foi desenvolvida originalmente pela Data Resources Inc (DRI) em 1996 e passou a fazer parte da Global Insight a partir de 2001. Esta última, não foi usada no presente trabalho porque, de acordo com World Bank (2011), embora as duas pesquisas tenham sido desenvolvidas de forma independente, a produção de ambas está ficando cada vez mais integrada ao longo do tempo, dificultando o tratamento das duas pesquisas como sendo de fontes diferentes. A escolha da pesquisa desenvolvida originalmente pela WMO (em detrimento da outra, desenvolvida pela DRI) foi em função da maior abrangência em termos de representatividade mundial. Enquanto a da DRI começou com 105 países

em 1996 e chegou a 144 países em 2009, a da WMO começou com 181 países em 1997 e chegou a 203 em 2008. ²¹ Além disso, foram feitos também alguns testes para avaliar qual das duas pesquisas teria menor variância do termo de erro (ou seja, com “sinais” mais informativos sobre as instituições), σ_k^2 , e concluiu-se que os dados da WMO, de acordo com este critério, são mais precisos. ²²

2.3 Problemas dos Indicadores Agregados Existentes

2.3.1 Indicadores Agregados de Instituições Políticas

Dentre os estudos voltados para as discussões de ciência política, há alguns trabalhos dedicados à estimar indicadores *proxies* para poliarquia. Vanhanen (2000), por exemplo, criou uma base de dados de poliarquia para o período de 1810 a 1998 (posteriormente atualizado para 2000) que é baseada numa metodologia bem simples e transparente, porém, que agrega poucas informações. O autor calcula a variável de “competição” subtraindo a participação percentual do maior partido político nas eleições parlamentares e/ou para o poder executivo de 100%. Outra variável calculada é a “participação”, que é estimada com base no percentual da população que votou em cada eleição e no número de sufrágios. O índice de democratização (ou grau de poliarquia) é calculado pela multiplicação das duas variáveis (competição e participação) e, então, dividido por 100.

Esse indicador, apesar de ser interessante pela abrangência de países e de períodos e pela transparência metodológica, deixa de avaliar uma série de aspectos que são considerados importantes na definição original de poliarquia. Há outra questão também no que se refere à variável competição. Países onde há bipartidarismo, como os EUA, tendem a ter indicadores ruins devido à metodologia de cálculo da competição, mesmo que, por outros indicadores mais completos, possam ser considerados países com democracia avançada.

²¹ Nem todos os 203 países foram utilizados para se estimar o indicador agregado de instituições econômicas porque, para alguns pequenos territórios não soberanos, que são tratados pela IHS como países, há dados apenas de poucas fontes e períodos.

²² Para maiores informações sobre o cálculo desta variância, ver subseção de descrição do modelo de agregação.

Outro trabalho de ciência política que tenta mensurar poliarquia é Coppedge *et al.* (2008). Neste último, também são estimados indicadores das duas dimensões propostas por Dahl (1971), denominadas pelos autores como “contestação” e “inclusão”, para o período de 1950-2000. No entanto, Coppedge *et al.* (2008) argumentam que, para que o conceito de poliarquia seja estimado empiricamente de forma correta, não se deveria criar indicadores que agregassem essas duas dimensões – como é feito no índice de democratização criado por Vanhanen (2000) –, pois consideram importante, para estudos de ciência política, que essa questão seja tratada de forma multidimensional. Os autores criam dois indicadores agregados (contestação e inclusão) com base em dados de sete fontes, dentre as quais algumas que são usadas no presente trabalho. A metodologia de agregação é a análise fatorial exploratória dos dados, que como o próprio autor menciona, é bastante sensível à forma como o analista a utiliza.

O WGI, de Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2009), também tem indicadores agregados estimados com base variáveis relacionadas às instituições políticas, algumas até mesmo são usadas neste trabalho. Entretanto, há problemas para a utilização desses indicadores agregados como proxies para instituições políticas, são eles: não há qualquer indicador que tente sintetizar todas as variáveis descritas na seção anterior como sendo instituições políticas, todos são indicadores de “governança” que não se propõem a ser proxies para instituições; são utilizadas fontes de dados com períodos iniciais de cobertura muito diferentes entre si, sendo que a maioria dessas fontes tem dados apenas a partir dos anos 2000 (algumas iniciam em 2006); o primeiro período para o qual os indicadores foram estimados é 1996, enquanto a série de instituições políticas estimada neste trabalho inicia-se em 1981 (já com todas as fontes); a maioria das fontes de dados utilizadas contém amostras não representativas em termos mundiais, o que, mesmo com a correção estatística feita, pode prejudicar as comparações entre países; e são utilizadas algumas variáveis que não se identificam com o conceito de instituições.

Com relação a esta última questão, pode-se dar alguns exemplos. O indicador agregado por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2009) de “*voice and accountability*”, que reúne uma ampla gama de variáveis, algumas delas também utilizadas aqui (como liberdade de expressão e de associação, direitos políticos, etc.), inclui também

indicadores inapropriados para se mensurar a qualidade das instituições políticas, tais como:

- variáveis do Fórum Econômico Mundial (Global Competitiveness Survey - GCS), como uma que tenta mensurar se as empresas são usualmente informadas com clareza pelo governo de mudanças em políticas que afetem seus setores; ou outra que procura quantificar o quanto são favorecidas, quando de decisões de política ou contratos, empresas bem relacionadas com o governo – que seria mais um indicador de *rule of law* do que um indicador de qualidade da democracia;
- a variável “*democratic accountability*” da PRS, que mede o grau de resposta dos governos aos anseios da população. Um país com governo claramente democrático, mas, que tome medidas impopulares (que, muitas vezes, são importantes para o desenvolvimento de um país), pode ter uma nota ruim por esta variável devido ao seu risco de perda de mandato. Segundo os responsáveis pela quantificação desta variável, é possível que uma democracia “*accountable*” tenha uma pontuação pior, isto é, um risco maior, do que uma forma de governo menos democrática (HOWELL, p.68, 2007);
- a variável de “direitos políticos” da pesquisa FIW inclui, entre outras coisas, informações sobre *rule of law*, que, não necessariamente é ruim em governos autocráticos e está mais diretamente relacionado ao conceito de instituições econômicas.

O indicador agregado do WGI de “estabilidade política e ausência de violência” é um indicador que contém mais informações de conjuntura política do que de instituições políticas – embora ambas as variáveis sejam correlacionadas. Este indicador inclui, por exemplo, uma variável da PRS de “estabilidade do governo”, que dá à China uma das maiores notas do mundo – porque, de fato, a China é um país politicamente estável.²³ Há problemas também com a utilização da variável desenvolvida por Gibney *et al.* (2011), chamada de “*Political Terror Scale*” (PTS), e também utilizada no indicador de estabilidade política do WGI. As variáveis de

²³ Em 2009, por exemplo, a nota da China foi 10,5 enquanto a do Reino Unido foi 6, sendo que a nota máxima é 12.

"tortura" e de "assassinatos extrajudiciais", utilizadas como parte das informações do PTS, incluem casos ocorridos mesmo sem motivações políticas. O mesmo é feito em algumas variáveis do CIRI (não utilizadas neste trabalho), que usa as mesmas fontes primárias de dados que o PTS, embora tenha metodologias de agregação diferentes.

2.3.2 Indicadores Agregados de Instituições Econômicas

Encontrar bons indicadores agregados de instituições econômicas é uma tarefa ainda mais difícil. Como destacado anteriormente, há poucos indicadores, mesmo desagregados, que sejam representativos para o mundo todo e que também tenham uma boa amplitude temporal. O índice de "liberdade econômica do mundo" (*Economic Freedom of the World index*) do Fraser Institute, por exemplo, inclui, além de variáveis desagregadas que poderiam ser utilizadas como proxies para instituições econômicas, variáveis de política econômica – fiscal, monetária e de comércio exterior. Outro problema é que, devido à escassez de dados, o Fraser Institute acaba utilizando fontes de dados diferentes para cada período e a abrangência geográfica para alguns períodos é bastante restrita.

O trabalho de Knack e Keefer (1995) para o IRIS Center – da Universidade de Maryland – é um dos poucos que se preocupa em analisar a qualidade de indicadores de instituições econômicas. Knack e Keefer (1995) estimam indicadores agregados que nada mais são que médias simples de variáveis (consideradas pelos autores como proxies para instituições) de apenas duas fontes diferentes (PRS e BERI), sendo uma média por fonte.²⁴

Em relação ao WGI, assim como no caso das instituições políticas, não há qualquer indicador que tente sintetizar todas as variáveis descritas na seção anterior como sendo instituições econômicas, há quatro indicadores que contêm informações de apenas alguns aspectos dessas instituições. Ou seja, com base nesses indicadores, não se soluciona o problema de escassez de indicadores abrangentes de instituições econômicas. As outras limitações destacadas anteriormente também valem neste caso, exceto a questão da abrangência temporal dos indicadores agregados estimados. No que se refere à inclusão de variáveis não relacionadas ao

²⁴ Esse trabalho não continuou a ser atualizado.

conceito de instituições, um bom exemplo é o indicador de “efetividade do governo”, que reúne variáveis que medem a qualidade da burocracia com outras que medem a qualidade da infraestrutura e das escolas públicas (do Fórum Econômico Mundial - GCS) ou que medem o grau de satisfação com o sistema de transportes e do sistema educacional (da Gallup World Poll). Outro indicador, de “qualidade regulatória”, inclui variáveis de política de comércio exterior (de diferentes fontes), que também não refletem os conceitos de instituições.

Apesar dessas questões aqui colocadas, a metodologia de agregação do WGI, pelos motivos mencionados na seção anterior, é uma boa forma agregação de variáveis e será usado a seguir para se estimar indicadores agregados de instituições.

2.3.3 Observações sobre Avaliação da Qualidade dos Indicadores

Nas subseções anteriores, procurou-se mostrar limitações e problemas relacionados aos indicadores agregados que são usados como *proxies* de instituições. Os propósitos são de justificar a necessidade de se criar indicadores agregados novos e de dar elementos para mostrar que os indicadores que serão estimados nas seções seguintes são melhores quando o que se pretende é realizar estudos sobre a importância das instituições para o desenvolvimento econômico, pois adicionam informações relevantes.

Em trabalhos dedicados à análise macroeconômica de curto e médio prazos focados em previsões é comum se avaliar a qualidade de indicadores estimados por meio de comparações com a capacidade preditiva de variáveis alternativa já disponíveis. Um bom exemplo disso é o produto potencial, que é uma variável latente e com diversas metodologias bem diferentes de se estimar. Quando o analista está preocupado apenas com a utilização desse indicador dentro de um modelo de previsão de inflação, uma forma justificável de escolha metodológica é por meio de comparações de capacidade preditiva dos modelos usando indicadores estimados por metodologias diferentes. No entanto, quando a análise caminha na direção de uma análise mais ampla a cerca da capacidade produtiva da economia, o mais adequado pode ser a escolha de uma metodologia que forneça informações mais completas e consistentes sobre essa questão e que tem justificativa teórica mais consistente –

embora possa ser de estimação mais complexa e não necessariamente ter a melhor performance em termos de previsão de inflação.²⁵

Neste caso específico de indicadores de qualidade das instituições, essa pode não se uma boa forma de se avaliar comparativamente a qualidade das estimativas feitas aqui com a de indicadores já existentes. A ideia não é maximizar a capacidade de previsão (do nível ou da taxa de crescimento do PIB, por exemplo). Além disso, não se deve escolher o indicador com base em sua capacidade explicativa das variáveis dependentes apontadas pela literatura – como a renda per capita. Se a escolha fosse feita dessa forma, estar-se-ia ajustando os dados para que fossem compatíveis com o que prevê a teoria. O que parece ser mais correto é utilizar os dados de instituições para testar se os preceitos teóricos podem ser confirmados empiricamente.

O objetivo geral deste capítulo segue nessa direção de agregar, por meio de técnicas estatísticas, uma ampla gama de informações relacionadas diretamente com o conceito teórico de instituições. Esses indicadores agregados que podem ser (e serão nesta tese) usados em trabalhos que avaliam empiricamente a validade das relações teóricas entre instituições e desenvolvimento econômico.

2.4 Resultados Iniciais

Feitas as escolhas das fontes de dados e das variáveis a serem utilizadas, o passo seguinte foi fazer um primeiro reescalonamento dos dados de cada fonte para variarem no intervalo de 0 a 1, sendo 0 a pior pontuação possível e 1 a melhor – como já explicado anteriormente. Em seguida, foram estimados os parâmetros do modelo, que são retratados nas tabelas C1 e C2 (APÊNDICE C). Como as estimativas dos indicadores agregados representam um volume muito grande de dados, não serão todas mostradas diretamente em tabelas neste trabalho.²⁶

²⁵ O método da função de produção, por exemplo, é frequentemente escolhido por organismos governamentais e não governamentais por suas características intrínsecas como o fato de ser fundamentada em hipóteses sobre a estrutura da economia e pela possibilidade de se analisar as origens do crescimento potencial. Entretanto, essa metodologia tem estimação mais complexa que filtros estatísticos mais simples que podem dar resultados equivalentes ou, até mesmo, melhores em termos de capacidade de previsão de inflação.

²⁶ O leitor que se interessar na base de dados completa, pode enviar uma solicitação por e-mail ao autor.

Entretanto, para que o leitor tenha acesso direto a uma parte dos dados, as tabelas A3, A4 e A5 (APÊNDICE C) apresentam as estimativas feitas para 2010, último ano da série, para 1996, primeiro ano da série de instituições econômicas e, apenas para as instituições políticas, para 1981.

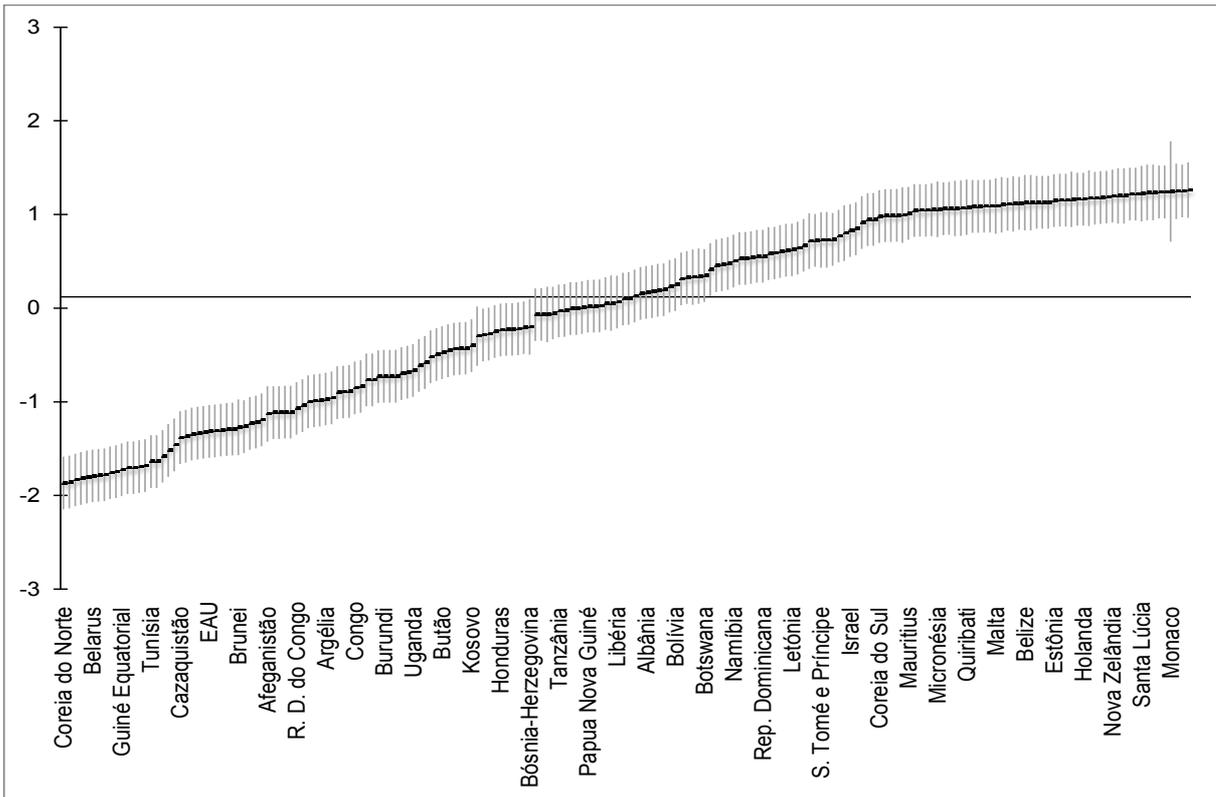
Os ajustes 1 e 2, descritos no ANEXO A, foram feitos nas estimativas originais. Entretanto, estes ajustes tiveram pouco impacto sobre as estimativas originais. O ajuste 1, para fixar a média e o desvio-padrão exatamente em zero e um, respectivamente, não foi necessário para as médias – que já estavam com valores iguais a zero em todos os indicadores e períodos. Os desvios-padrão estimados já estavam muito próximos de um, sofreram apenas leves ajustes.

No que se refere ao segundo ajuste, as alterações também foram pequenas porque os grupos de países acrescentados às amostras ao longo dos períodos tinham pontuações médias próximas de zero e/ou representavam um percentual pequeno em relação à amostra completa. No caso das instituições políticas (Tabela C5, APÊNDICE C), o ajuste da média foi de apenas 0,01 e o ajuste do desvio-padrão deu-se na terceira casa decimal. Com relação às instituições econômicas, os desvios-padrão sofreram pequenos ajustes para valores entre 1,02 e 1,03. As médias, por sua vez, foram ajustadas para ficar entre 0,03 e 0,05.

Os gráficos 2.1 ao 2.5 apresentam as comparações entre países dos indicadores agregados de instituições e dos intervalos de 90% de confiança associados ao valor estimado para cada país ($\pm 1,64$ vezes o erro-padrão) para os anos de 2010/1996/1981, no caso das instituições políticas, e para os anos de 2010/1996. As medianas das estimativas são representadas pela linha do eixo horizontal que cruza o eixo vertical.

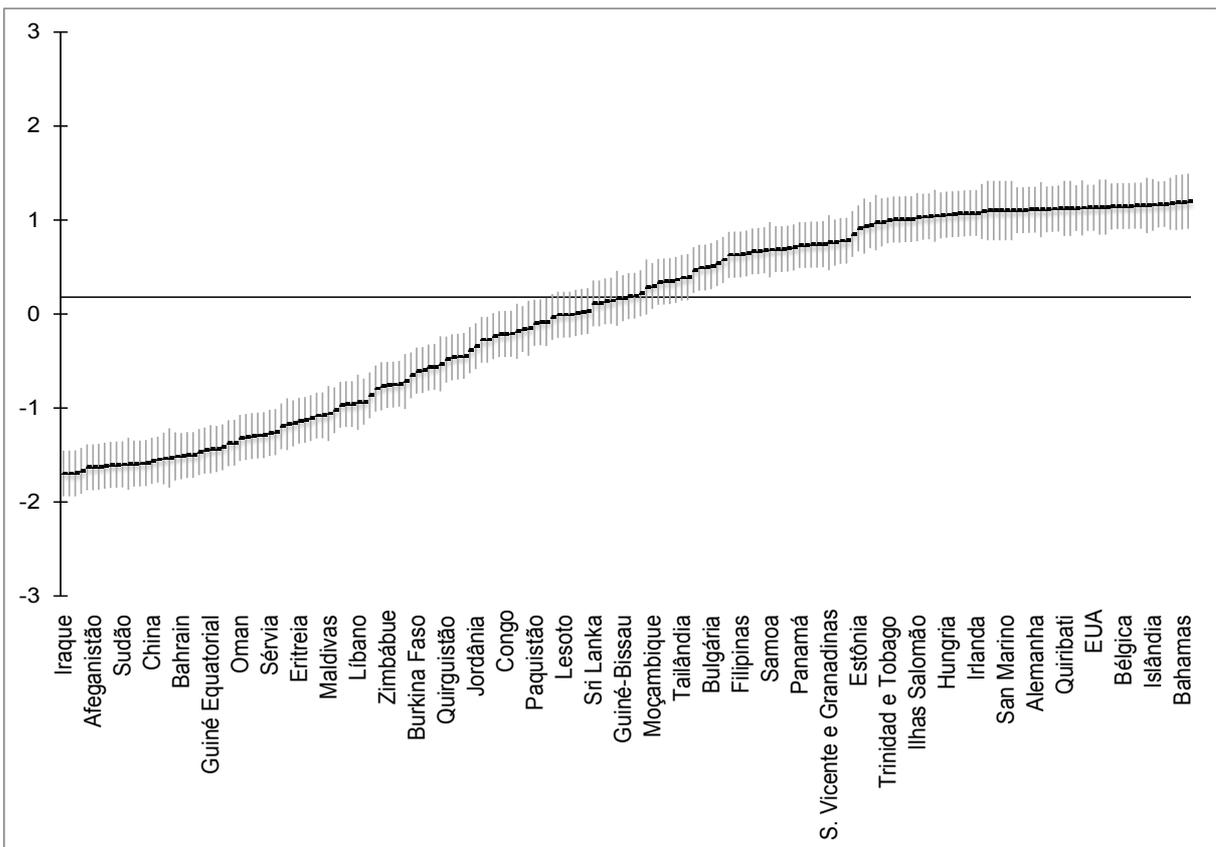
Os intervalos de confiança variam entre os países (gráficos 2.1 ao 2.5) de acordo com as fontes de dados disponíveis para cada país e com os graus de incerteza associados a cada uma dessas fontes (σ_k). Uma das vantagens deste método é justamente o fato de se obter de forma direta os intervalos de confiança que permitem avaliar se as diferenças entre os países são significativas ou não. Isso pode ser útil, por exemplo, em estudos de casos sobre diferenças entre países.

Gráfico 2.1 – Instituições Políticas e Intervalos de Confiança (90%) – 2010



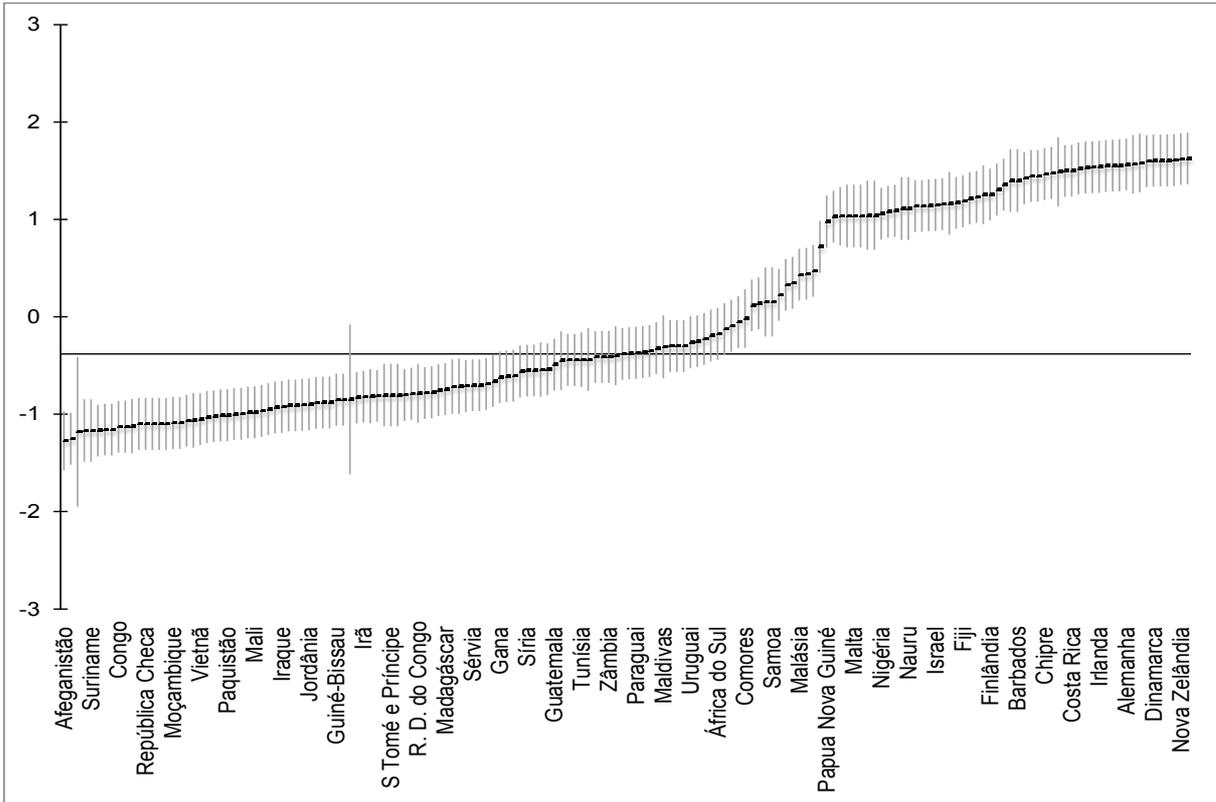
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 2.2 – Instituições Políticas e Intervalos de Confiança (90%) – 1996



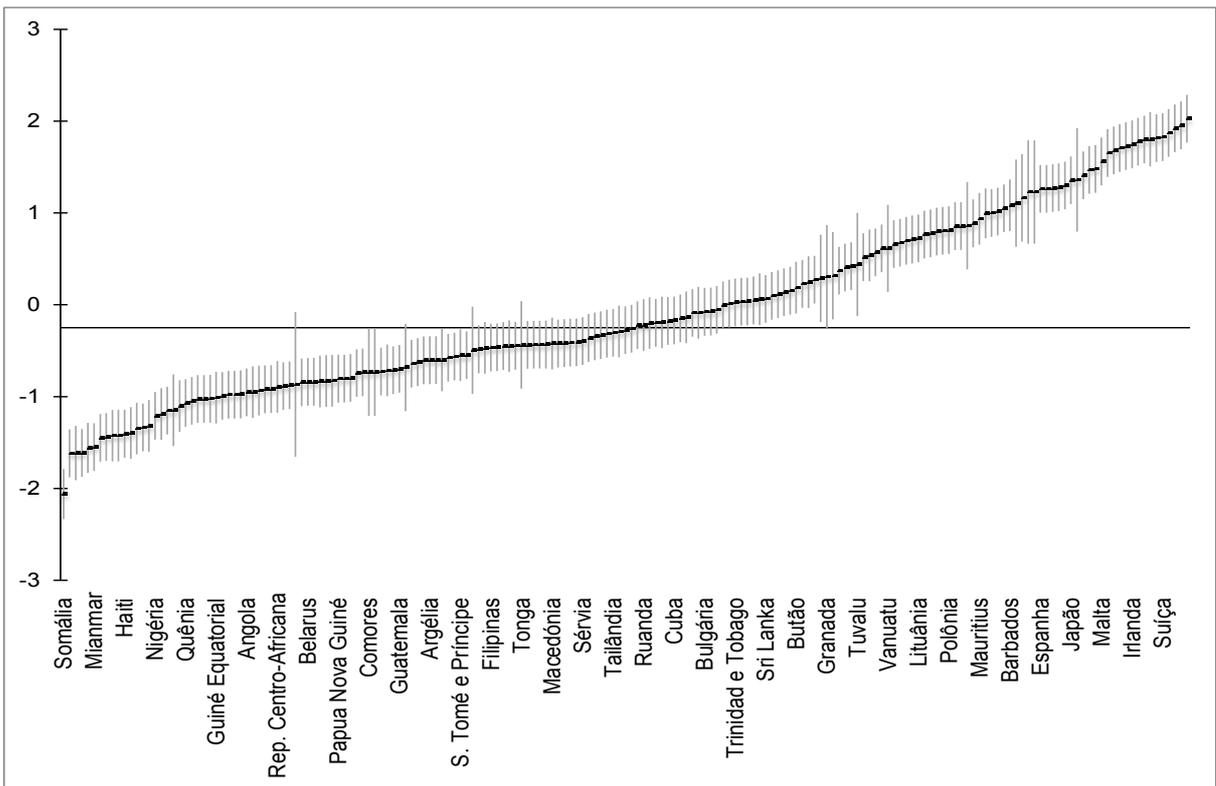
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 2.3 – Instituições Políticas e Intervalos de Confiança (90%) – 1981

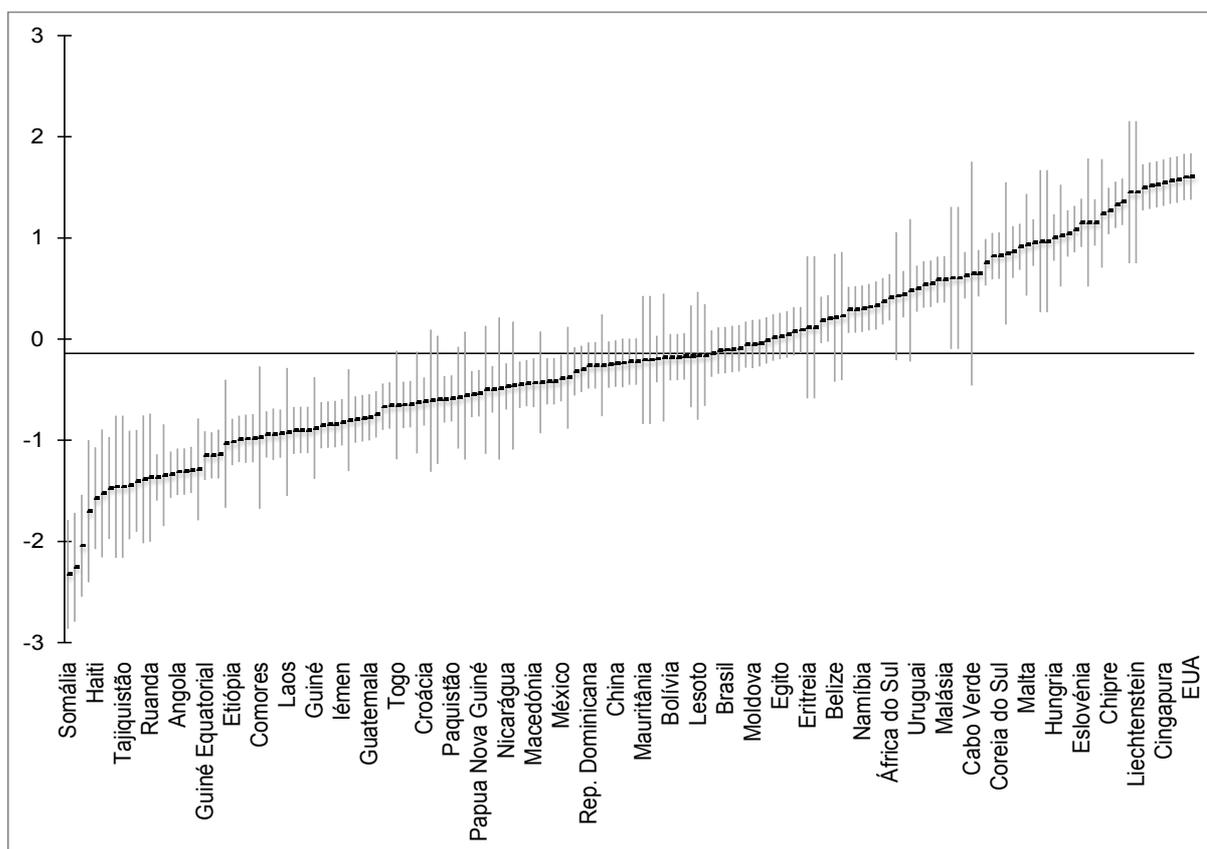


Fonte: elaboração própria.

Gráfico 2.4 – Instituições Econômicas e Intervalos de Confiança (90%) – 2010



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 2.5 – Instituições Econômicas e Intervalos de Confiança (90%) – 1996

Fonte: elaboração própria.

No caso das instituições políticas, apesar do período mais amplo, as diferentes fontes usadas neste trabalho disponibilizam dados para amostras maiores de países – em relação às fontes de dados de instituições econômicas –, resultando em indicadores agregados com erros-padrões mais uniformes (nas comparações entre países). Isso fica mais visível quando se comparam os dados de 1996, quando o grau de incerteza das estimativas de instituições econômicas aumenta de forma expressiva para muitos países que passam a contar com menos fontes de dados. Em suma, as instituições econômicas, além de contarem com séries temporais mais curtas, apresentam graus de incerteza maiores (ver também tabelas C1 a A4, APÊNDICE C) e maiores diferenças (entre países) nas amplitudes dos intervalos de confiança.

Outro resultado interessante que pode ser observado nos gráficos é que parece haver alterações importantes nas séries estimadas de instituições políticas entre 1981 e 1996/2010. A mediana passou de -0,38, em 1981, para 0,18 e 0,10, em 1996

e 2010, respectivamente.²⁷ Esta mudança na mediana parece indicar que alterações importantes podem ter ocorrido no período, dado que mais países passaram a ter indicadores positivos. Na comparação entre os gráficos 2.2 e 2.3, além da mudança na mediana, o que se percebe é que os países de nível intermediário de desenvolvimento institucional estão mais próximos dos países de alto nível de desenvolvimento – o “degrau” entre os grupos diminui.

Nos gráficos 2.1 ao 2.5, os intervalos de confiança são usados para ilustrar a significância estatística das diferenças entre países em determinados períodos. Estes mesmos intervalos de confiança podem ser usados também para se analisar a significância de alterações intertemporais para um dado país. Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2005) fazem uma discussão detalhada sobre a utilização dos intervalos de confiança para este fim. Os autores desenvolvem um modelo dinâmico de dois períodos (1996 e 2004) que leva em consideração os erros de medida, a autocorrelação dos indicadores agregados e a correlação serial dos termos de erro desses indicadores estimados. Para avaliar se a utilização dos intervalos de confiança (estimados no modelo original) permitem uma avaliação consistente da significância estatística das mudanças intertemporais, Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2005) usam a estatística t para testar a hipótese de que as diferenças (por país) entre os dois períodos são iguais a zero nos modelos estático (original) e dinâmico. Usando este simples teste de hipóteses, os números de países com alterações significativas entre 1996 e 2004 no modelo estático são, em média, o dobro do número de com mudanças significativas no modelo dinâmico. Isso ocorre porque a autocorrelação dos indicadores agregados é muito maior que a correlação serial dos termos de erro.²⁸ No entanto, utilizando-se os intervalos de confiança para se encontrar os casos de mudanças significativas os resultados obtidos pelos dois modelos (estático e dinâmico) são praticamente iguais.²⁹ Neste caso, considera-se

²⁷ As médias, devido à escolha metodológica, são todas aproximadamente iguais a zero. Somente na próxima seção essa hipótese de média constante será relaxada através do método alternativo.

²⁸ Dada a natureza dos indicadores estimados no presente trabalho, é razoável supor que a persistência intertemporal desses indicadores também seja relativamente grande.

²⁹ Esse modelo dinâmico, apesar de interessante para se avaliar a significância estatística das mudanças intertemporais, é substancialmente mais complicado de se estimar. O próprio autor só faz esse breve exercício para demonstrar uma utilidade dos intervalos de confiança estimados no modelo estático, mas não o utiliza para fazer as estimativas dos indicadores agregados que são divulgados – até porque o modelo é de apenas dois períodos e com as mesmas fontes de dados para os dois períodos.

que a alteração do indicador agregado de um país é significativa apenas em dois casos: quando o limite inferior do intervalo de confiança de $t+1$ é maior que o limite superior de t ; ou quando o limite superior de $t+1$ é menor que o limite inferior de t . Ou seja, considera-se uma mudança significativa quando os intervalos de confiança e t e $t+1$ não se sobrepõem.

Com os intervalos de confiança calculados é possível se obter resultados interessantes nas comparações intertemporais por países. Os países que experimentam variações além dos intervalos de confiança são aqueles que, com menor grau de incerteza, tiveram variações em seus indicadores não-observáveis.

As comparações entre 1996 e 2010 são apresentadas nos gráficos 2.6 ao 2.8 e tabelas A6 a A9 (APÊNDICE C). Nos gráficos, todos os países com dados para os dois períodos estão presentes, sendo possível visualizar aqueles que passaram por mudanças significativas e quais países experimentaram melhoras (os que estão acima da linha tracejada de 45°) ou pioras em suas instituições (os que estão abaixo da linha tracejada de 45°). Nas tabelas, podem-se verificar as principais informações estimadas para cada um dos países que passaram por mudanças institucionais significativas.

Há muitas questões a se explorar sobre essas mudanças, no entanto, este tipo de exercício exigiria um trabalho específico para buscar os fundamentos dessa dinâmica. Ainda assim, algumas questões importantes são identificáveis. Entre 1981 e 1996, quase metade dos países passaram por mudanças significativas (90% de confiança), mais precisamente, 80 países ou 48,2% do total de países presentes nas duas amostras. Deste total, a maior parte (67 países ou 83,8%) tinha nota negativa em 1996, sendo que 39 países melhoraram.

Gráfico 2.6 – Instituições Políticas (por país) – 1981 vs 1996

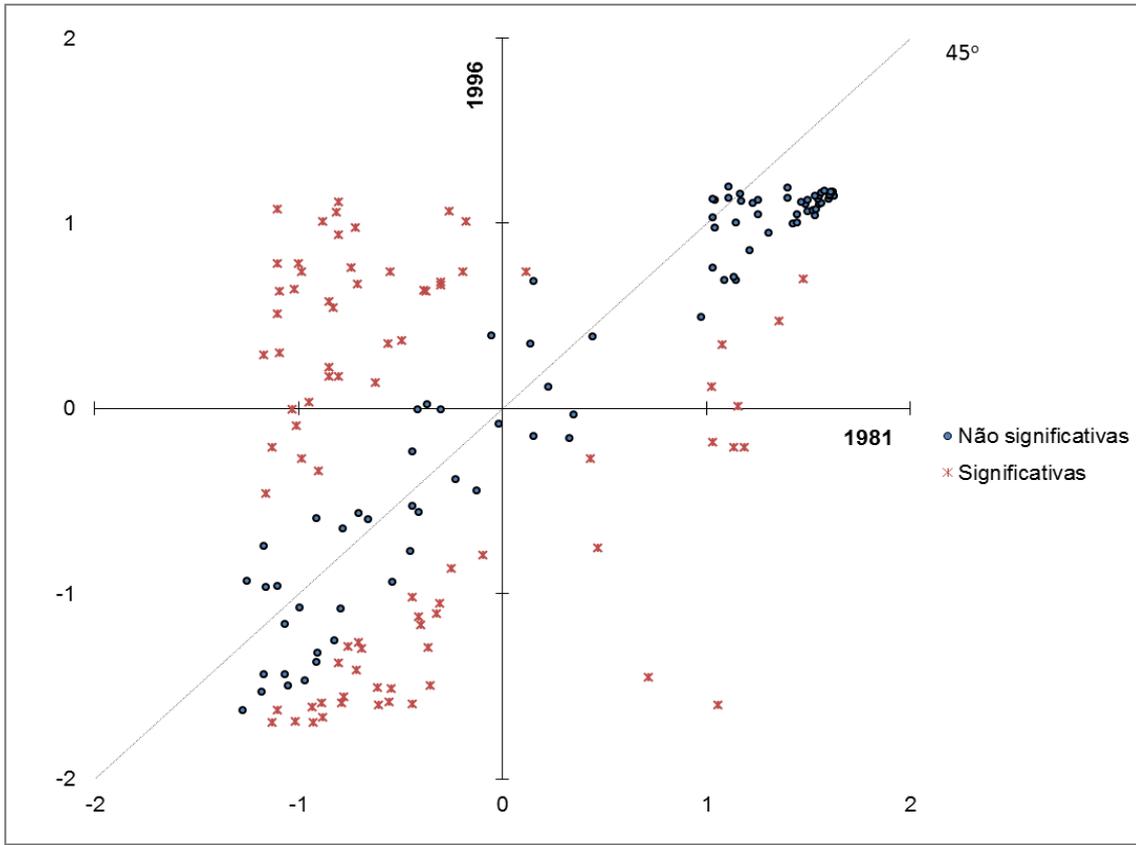


Gráfico 2.7 – Instituições Políticas (por país) – 1996 vs 2010

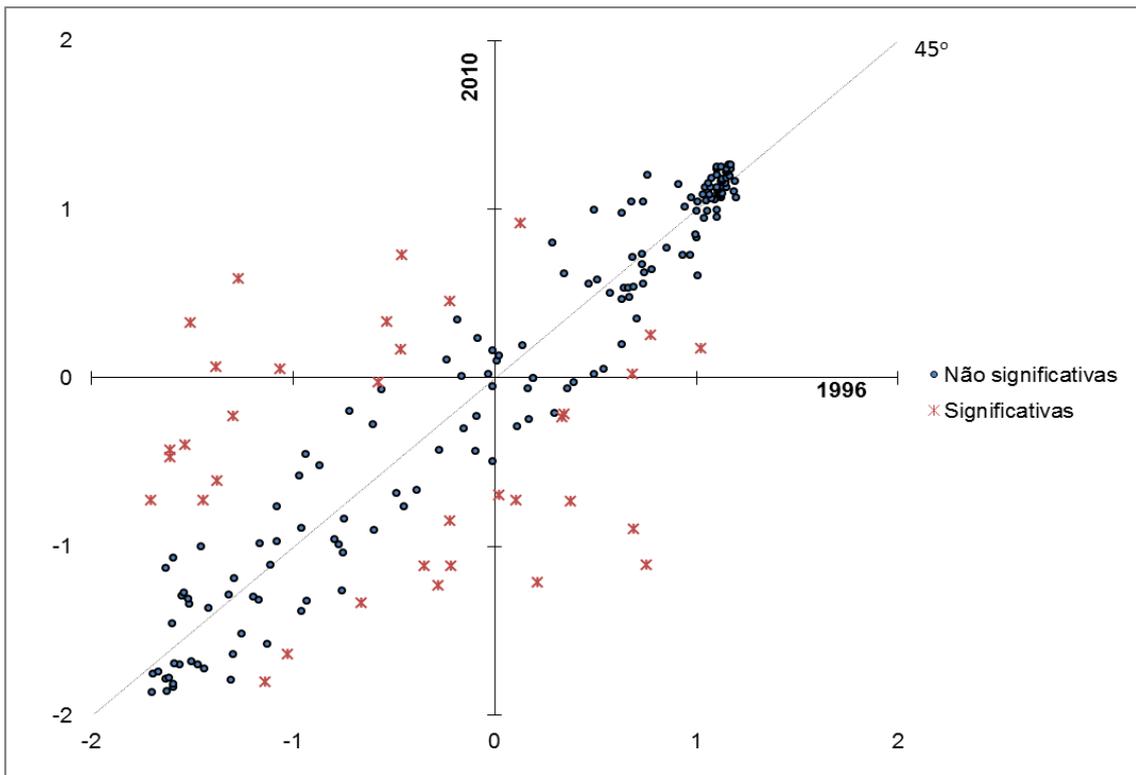
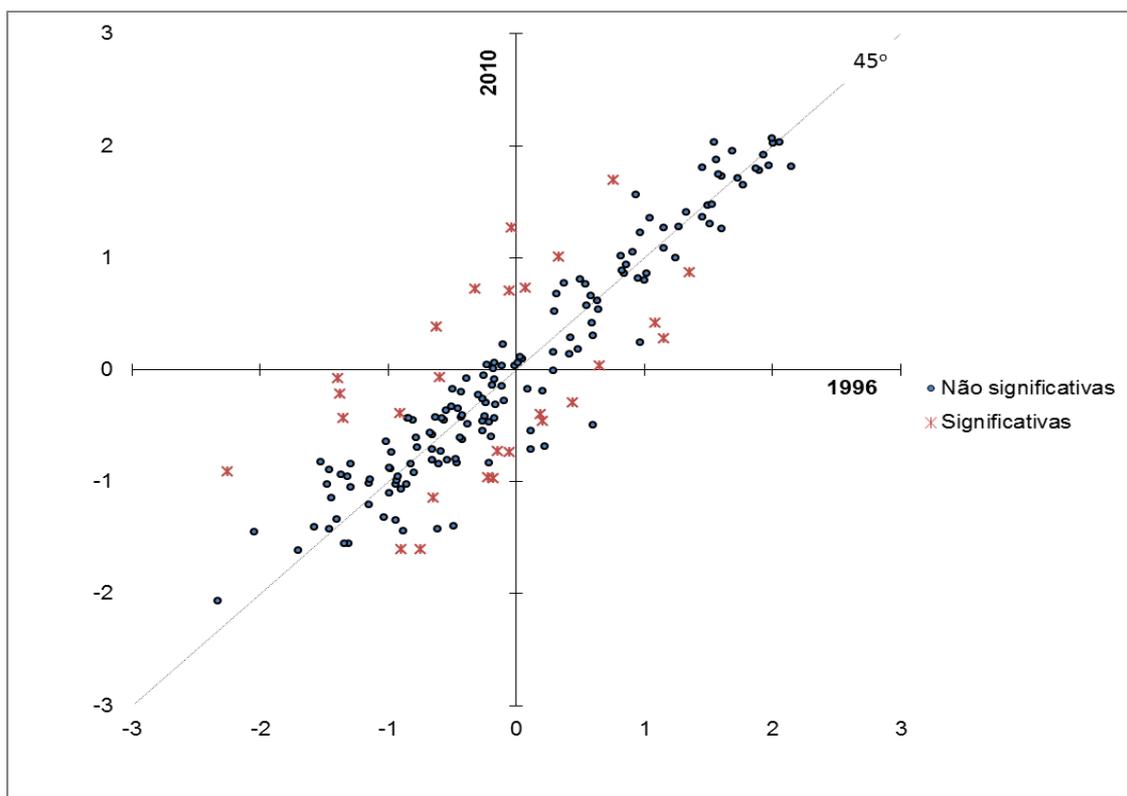


Gráfico 2.8 – Instituições Econômicas (por país) – 1996 vs 2010



Fonte: elaboração própria.

Entre 1996 e 2010, o percentual de países com alterações significativas nas instituições políticas foi bem menor, 18,2% (35 países). Destes, 18 países pioraram e 17 melhoraram. No mesmo período, apenas 15,2% dos países experimentaram alterações significativas nas instituições econômicas, sendo que 13 países melhoraram e os outros 14 países pioraram. Dentre os 13 países que tiveram pioras significativas das instituições econômicas, cinco são da América Latina (Venezuela, Bolívia, Argentina e Equador). Outro país que chama a atenção é a Itália, que é considerada um país desenvolvido, continua com instituições econômicas acima da média, mas, passou por uma piora significativa no período.

Uma questão importante de ser destacada aqui é que esse critério dos intervalos de 90% confiança pode ser muito restritivo, como o próprio Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2009) admite e chega até a sugerir que, para algumas situações, pode ser interessante se utilizar 75%. Esse fato pode ser agravado na presença de tendências globais. Isto porque o modelo fixa médias iguais em todos os períodos, o que pode reduzir artificialmente as variações intertemporais por país. No caso de Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2005 e 2009), não há qualquer evidência de tendências globais de melhora ou de piora dos indicadores. Porém, os indicadores

de instituições, especialmente as políticas que possuem séries históricas maiores, parecem ter tendências mais claras, o que pode afetar as análises de séries temporais por país – como será visto na próxima seção.

2.5 Método Alternativo: Médias Globais Variáveis

O método original, descrito por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010), foi usado neste trabalho para se fazer inferências estatísticas sobre o grau de incerteza dos valores estimados, a significância estatística das diferenças entre países num dado período e a significância estatística das diferenças entre períodos para um dado país. Já, o objetivo desta nova estimação é apenas aproveitar a maior parte das informações obtidas ao se estimar a agregação pelo método original (dados e parâmetros) e propor uma nova agregação que leve em conta as mudanças nas médias globais dos indicadores desagregados de instituições.

É importante ressaltar que não se pretende aqui melhorar a capacidade do modelo de fazer inferências estatísticas sobre as oscilações intertemporais das instituições. Para isso, seria necessário desenvolver uma metodologia de agregação dinâmica que explorasse com profundidade a correlação dos indicadores não-observados entre períodos e a correlação dos termos de erro de cada país – lembrando que a independência dos erros entre as diferentes fontes de dados é uma hipótese identificadora do modelo.³⁰

O que se almeja aqui é uma coisa mais simples, porém, muito importante quando se deseja obter uma base de dados que possa ser usada em estudos sobre os efeitos dos níveis e das mudanças institucionais sobre o desenvolvimento dos países. A proposta deste método alternativo é relaxar a hipótese de média igual a zero em todos os períodos. Para isso, optou-se por fixar o valor de α_k de acordo com a média de cada indicador observável para o período de 1996-2010.³¹ Os resultados são dois indicadores agregados com médias variando ao longo da amostra e iguais a zero

³⁰ Para uma discussão sobre essas questões de comparações intertemporais, ver Kaufmann et al (2005).

³¹ Outra opção interessante seria usar a média de todos os períodos da amostra. Entretanto, com a amostra do indicador de instituições políticas inicia-se em período diferente da amostra de instituições econômicas (1981 e 1996, respectivamente), caso optássemos pela média das amostras completas, a comparação entre os dois indicadores ficaria menos clara.

nas médias de 1996 a 2010. Mantém-se, porém, a divisão pelo desvio-padrão de cada período, medido por β_k^t . Ou seja, fica mantida a padronização do grau de dispersão dos indicadores de todas as fontes de dados em cada período. Por último, mantém-se os pesos anuais utilizados na ponderação de cada fonte/ano. Portanto, o novo indicador estimado para cada país/ano, g_{jt}^* , será dado pela seguinte equação:

$$g_{jt}^* = \sum_{k=1}^K w_k^t \frac{y_{jk}^t - \overline{\alpha_k}}{\beta_k^t} \quad (2.6)$$

em que a notação passa a incluir o período, t , que era omitido nas equações do modelo original, e que, agora, torna-se necessário para que fique clara a distinção – nesta última equação, o α_k é fixo em todos os períodos. Apesar dessa mudança, o α_k continuará a refletir as diferenças de níveis de pontuação oriundas de diferenças metodológicas existentes entre as fontes de dados.

Essa escolha de unidade de medida, no entanto, não é isenta de custo. Agora não se pode mais usar as estimativas de erros-padrão dos indicadores agregados (SE) estimados na equação (2.5). Isso significa que não se pode mais usar essa ferramenta para se inferir a respeito do grau de incerteza dos indicadores estimados e sobre a significância das oscilações desses mesmos indicadores. Porém, como esse tipo de análise já será feito com a metodologia original, o que se pretende aqui é somente obter informações adicionais sobre o comportamento das instituições ao longo da amostra.

Em síntese, este método alternativo permite que sejam estimados indicadores agregados por meio de médias ponderadas de pontuações reescaladas utilizando-se como peso para cada fonte de dados um indicador de grau de precisão estimado previamente. Os resultados são estimativas pontuais (não mais um intervalo de confiança) com a média (entre países) podendo variar ao longo dos períodos da amostra.

2.5.1 Tendências Globais

A utilização deste método alternativo ao modelo original foi motivada por duas questões: a necessidade de se estimar as tendências globais dos indicadores não-

observados e a minimização de distorções nas variações intertemporais por país – que pode haver em casos de mudanças significativas nas médias globais. No caso de haver uma tendência global de melhora das instituições, por exemplo, caso as médias anuais sejam mantidas em zero, as variações entre períodos (por país) podem ser subestimadas.

Uma forma de se avaliar se há ou não evidências de alterações significativas nas tendências globais é realizando testes de hipóteses de diferenças de médias dos indicadores desagregados por meio da estatística *t* de Student. A Tabela 2.1 mostra que, para o período de 1981-1996, há indicações claras de tendência de melhora das instituições políticas – todos os indicadores desagregados tiveram crescimento com significância menor que 5% ou 1%. Por outro lado, no período subsequente (1996-2010) não há indicação clara de tendência. Neste último período, enquanto os dados da CIRI apresentam variação negativa significativa (95% de confiança), a média da PIV apresentou variação positiva significativa (90% de confiança) e as duas outras fontes apresentam variações com sinais trocados e não significativas. Por último, os dados desagregados de instituições econômicas indicam também não apresentam tendências claras. Três das quatro fontes de dados mostram variações positivas, embora não significativas com 90% de confiança. No entanto, os dados da HER, fonte que tem os maiores níveis de incerteza associados (ver estimativas de σ_k na Tabela C1, APÊNDICE C), apresentaram uma piora com 1% de significância.

Tabela 2.1 – Testes de Hipóteses: diferenças de médias globais 1981-1996-2010 (amostras balanceadas)

	Período	Fontes de dados de inst. políticas				Fontes de dados de inst. econômicas			
		FIW	FRP	CIRI	PIV	PRS	HER	EIU	IHS
Média	1981	0.45	0.46	0.45	0.42				
	1996	0.58	0.54	0.61	0.64				
Varição	1996-1981	0.13***	0.08**	0.16***	0.22***				
Desvio-padrão	1981	0.37	0.27	0.34	0.36				
	1996	0.38	0.25	0.37	0.34				
Estatística t	1996-1981	3.11	2.54	3.69	5.18				
Amostra balanceada	1996-1981	162	153	135	135				
Média	1996	0.58	0.53	0.59	0.63	0.58	0.56	0.45	0.53
	2010	0.60	0.52	0.50	0.69	0.60	0.49	0.48	0.55
Varição	2010-1996	0.02	-0.02	-0.09**	0.06*	0.02	-0.07***	0.03	0.02
Desvio-padrão	1996	0.38	0.25	0.37	0.34	0.16	0.18	0.28	0.24
	2010	0.36	0.24	0.36	0.32	0.20	0.22	0.25	0.23
Estatística t	2010-1996	0.48	-0.69	-2.17	1.75	0.86	-2.77	0.75	0.74
Amostra balanceada	2010-1996	192	186	157	156	129	147	120	175

Nota: * p<10%, ** p<5%, *** p<1%.

Fonte: elaboração própria a partir de dados de FIW, FRP, CIRI, PIV, PRS, HER, EIU e IHS.

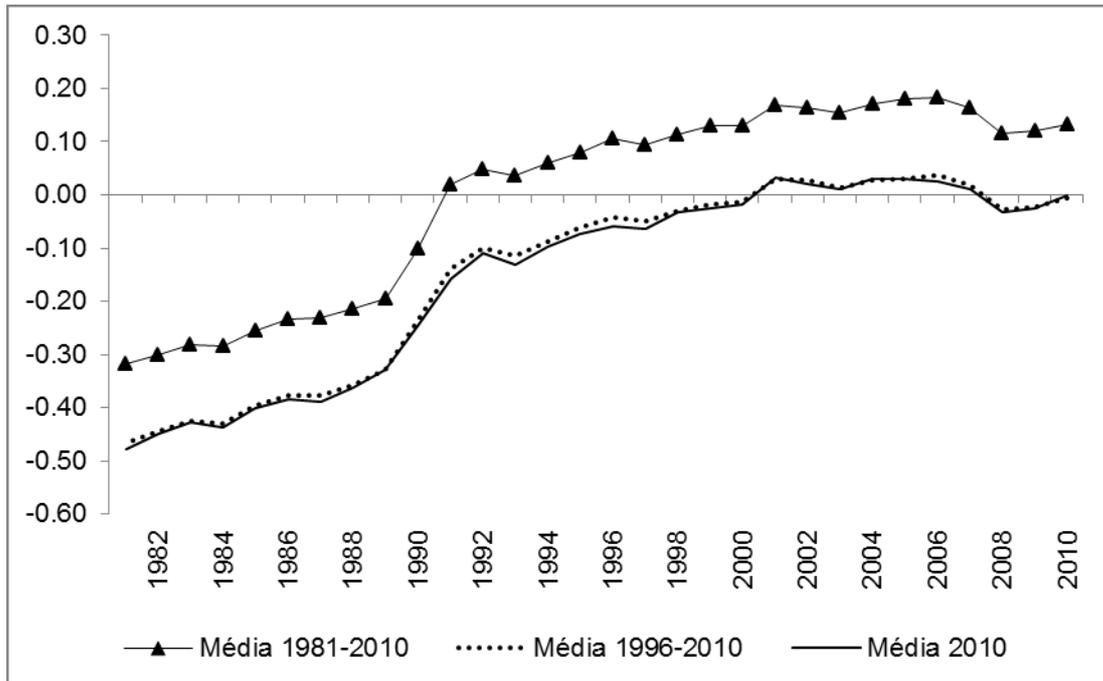
2.5.2 Resultados do Método Alternativo

Diante dos resultados mostrados anteriormente, é possível dizer que, ao contrário do que se verifica em Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2009), não há evidências de tendência de estabilidade em nível mundial em todos os períodos e variáveis estimadas. Por isso, as estimativas de instituições foram recalculadas com base no método alternativo. Os α_k foram trocados por médias do período de 1996-2010 e os resultados obtidos (para 1981, 1996 e 2010) são comparados às estimativas originais na Tabela C10 e na Tabela C11 (APÊNDICE C).

Para evitar que haja alterações de média pelo efeito composição, que pode ocorrer caso a média dos países acrescentados à amostra ao longo do tempo seja diferente da média dos países já presentes na amostra, as tabelas mostram também médias calculadas com base nas amostras balanceadas (excluídos os dados de países que não estão em todos os períodos da amostras). Este procedimento foi realizado porque não seria possível usar os mesmos ajustes feitos nas estimativas do modelo original para corrigir o mesmo problema – descritos no APÊNDICE A. Os gráficos 2.9 e 2.10 mostram o desempenho dessas médias para amostras balanceadas e os testes de robustez feitos para verificar se a escolha de α_k diferentes da média de 1996-2010 – no caso, foram testadas a média de 1981-2010 e de o α_k de 2010 – alteram a dinâmica das variáveis estimadas. Como se pode ver, há apenas mudanças de patamar, as variações intertemporais são preservadas – no caso das instituições econômicas, as duas séries ficam praticamente idênticas. Os coeficientes de correlação entre as séries estimadas com os diferentes α_k são próximos de um, com diferenças na terceira ou quarta casas decimais – tanto nas comparações de média como nas comparações por países.

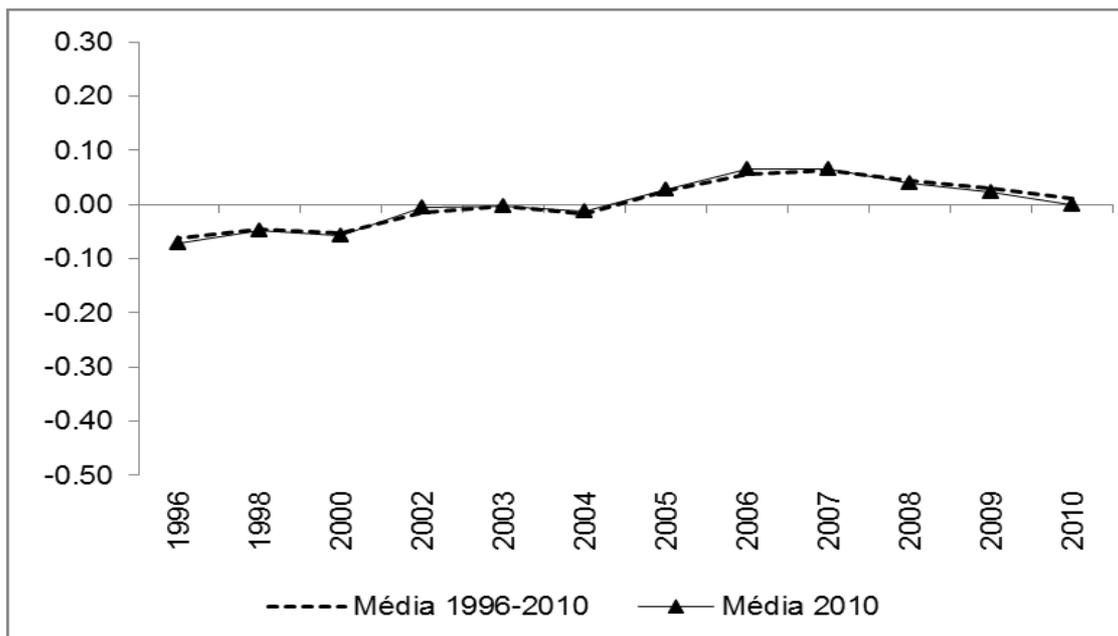
O Gráfico 2.9 mostra também a tendência de melhora das instituições políticas entre 1981 e o final da década de 1990. O Gráfico 2.11, por sua vez, faz um recorte temporal nas duas séries para mostrar, especificamente, o período para o qual há dados também para os dois tipos de instituições (1996-2010). O Gráfico 2.11 indica que as instituições políticas apresentam uma tendência de estabilidade no período e que as instituições econômicas apresentaram uma leve tendência de crescimento.

Gráfico 2.9 – Instituições Políticas: método alternativo, alpha fixo (média 1981-2010 versus média 1996-2010 versus média 2010), 1981-2010



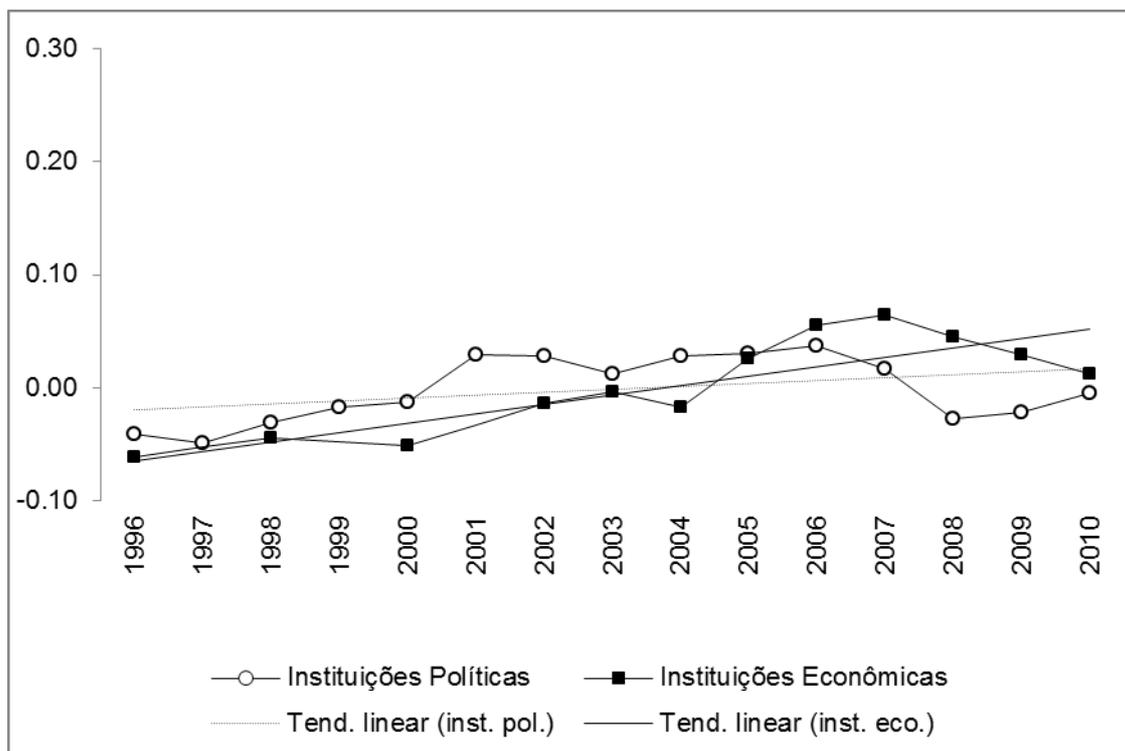
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 2.10 – Instituições Econômicas: método alternativo, alpha fixo (média 1996-2010 versus média 2010), 1996-2010



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 2.11 – Método Alternativo (alpha 1996-2010): tendências das instituições políticas e econômicas, 1996-2010



Fonte: elaboração própria.

Como no modelo original as médias anuais são iguais em todos os períodos, as trajetórias intertemporais por país podem ficar distorcidas, não refletindo corretamente as trajetórias dos indicadores observados para cada país ao longo do tempo. Entre 1981 ao fim dos anos 1990, período no qual verificou-se uma tendência de crescimento expressivo do indicador de instituições políticas, países que tiveram melhoras nas instituições nas estimativas pelo modelo original, passam a exibir melhoras ainda maiores quando se utiliza o método alternativo. Já os países que apresentaram quedas nos indicadores, mostram quedas menores no método alternativo. Como sugere a Figura D1 (APÊNDICE D), alguns países que, pelo critério dos intervalos de confiança (90%) do UCM, tiveram pioras significativas podem não ter tido pioras tão acentuadas assim. Ao mesmo tempo, alguns países cujas melhoras não foram consideradas significativas por esse critério podem ter passado por avanços mais importantes que as estimativas originais indicavam. Na Figura D1, essas diferenças entre os dois métodos aparece como se deslocássemos os pontos de todos os países para a esquerda e para cima, mantendo a distribuição dos pontos da mesma forma. Ou seja, os valores referentes a 1981 ficam menores e os de 1996 ficam maiores, resultando em taxas de crescimento maiores ou em taxas

de redução menores – pequenas reduções podem até mesmo se transformarem em pequenos crescimentos.

Uma limitação deste método alternativo, no entanto, é justamente o fato de não se poder avaliar a significância estatística das mudanças nos indicadores por meio dos intervalos de confiança estimados pelo método original. Uma solução encontrada é analisar a significância das mudanças nos indicadores agregados de qualidade institucional por meio do teste de Wilcoxon (*Wilcoxon signed-ranks test*).³² O teste de Wilcoxon é um teste não paramétrico para a significância das diferenças entre as distribuições de duas amostras não independentes que envolvem medidas repetidas ou de pares emparelhados. Começando com um conjunto de valores n pareados de X_a e X_b , essa unidade irá realizar a ordenação de ranking necessária, juntamente com todas as outras medidas necessárias para o teste de Wilcoxon. (LOWRY, 2013).

Os resultados estão sintetizados a seguir:

Ho: ip de 1996 = ip de 1981 z = -1.657 Prob > z = 0.0976	Ho: ip de 2010 = ip de 1996 z = 0.223 Prob > z = 0.8235	Ho: ie de 2010 = ie de 1996 z = 2.437 Prob > z = 0.0148
--	---	---

Como se pode ver, entre 1981 e 1996, há mudanças significativas (a 10%) entre as instituições políticas. No entanto, no período subsequente, não se verificam alterações significativas. Já em relação às instituições econômicas, os resultados do teste de Wilcoxon indicam que houve mudanças entre 1996 e 2010 com menos de 5% de significância.

2.5.3 Impactos das Variações Globais sobre as Variações por Países

Com este método alternativo de agregação, os indicadores de instituições dos países e as médias anuais globais passam a refletir as variações médias (ponderadas) entre períodos das variáveis observadas. Com o método original, a distribuição relativas das notas entre os países é a mesma verificada nas estimativas pelo método alternativo. A diferença aparece nas dinâmicas intertemporais que, em casos de mudanças globais significativas, podem não refletir corretamente as dinâmicas indicadas pelas variáveis observadas. No caso de Kaufmann, Kraay e

³² Este teste foi proposto originalmente por Wilcoxon (1945).

Mastruzzi (2009), não há este tipo de problema, uma vez que os autores demonstram que não há evidências de alterações globais significativas das variáveis utilizadas no período de análise (1996-2008).

A análise do desempenho por país também revela resultados interessantes que ajudam a ilustrar algumas das limitações do método original. Obviamente, não se pretende aqui fazer análises caso a caso. Mas, serão mostrados alguns países específicos que servem de exemplo para o que pode ter acontecido com os indicadores de países em condições análogas.

O caso de Angola é um bom exemplo ilustrativo. Embora seja um país com baixos níveis de desenvolvimento institucional (Figura D4, APÊNDICE D), Angola apresenta uma tendência de crescimento gradual ao longo do período de 1981 a 2010. Quando se compara o desempenho das instituições políticas do país mensurado pelo modelo original com o desempenho medido pelo método alternativo, percebe-se que há uma nítida diferença entre as tendências das duas séries, especialmente, entre 1981 e meados da década de 1990. Já no caso de Mianmar (Figura D4, APÊNDICE D), enquanto os resultados do modelo original apontam uma tendência de queda – significativa pelo critério dos intervalos de confiança de 90%, como mostra a Tabela C7 do APÊNDICE C – as estimativas feitas pelo método alternativo sugerem uma certa estabilidade, principalmente, até meados dos anos 1990.

Para os países que tiveram mudanças muito expressivas no período, essas diferenças não são tão impactantes. Veja, por exemplo, o que ocorreu com os indicadores do Zimbábue e da República Checa (Figura D5, APÊNDICE D). Pelo método alternativo, a piora das instituições políticas do Zimbábue é atenuada e a melhora da República Checa é acentuada.

Em síntese, quando há tendências nítidas de melhora ou de piora das médias globais das instituições, as análises por país entre períodos com base nos dados estimados diretamente pelo UCM ficam comprometidas. Para se aproveitar os parâmetros estimados sem que haja problemas nas comparações entre períodos, o método alternativo proposto neste trabalho parecer ser uma boa alternativa.

2.6 Comparações por País entre Instituições Políticas e Instituições Econômicas

Resta agora comparar, com base nos indicadores estimados pelas duas metodologias, as diferenças por país entre os dois indicadores agregados de instituições. Como era de se esperar, há um alto grau de correlação entre os dois indicadores de instituições. Entretanto, essa correlação não é próxima de um. Quando se analisa a correlação entre países (em cada período), verifica-se que o coeficiente de correlação fica em torno de 0,65 – tanto nas estimativas pelo modelo original como no alternativo. Para se ter uma ideia, as comparações entre as variáveis por fontes de dados revelam que as correlações entre indicadores desagregados de instituições políticas, em geral, ficam em torno de 0,8 e 0,9. O mesmo ocorre entre os indicadores desagregados de instituições econômicas.

Na comparação entre as médias anuais estimadas pelo método alternativo para o período de 1996-2010, a correlação é de apenas 0,43 e as séries mostram tendências um pouco diferentes. Isso não quer dizer que as séries tenham comportamentos díspares, é possível que isso seja efeito apenas do número de períodos levados em consideração e da pequena variação observada nesses períodos em ambos os indicadores.

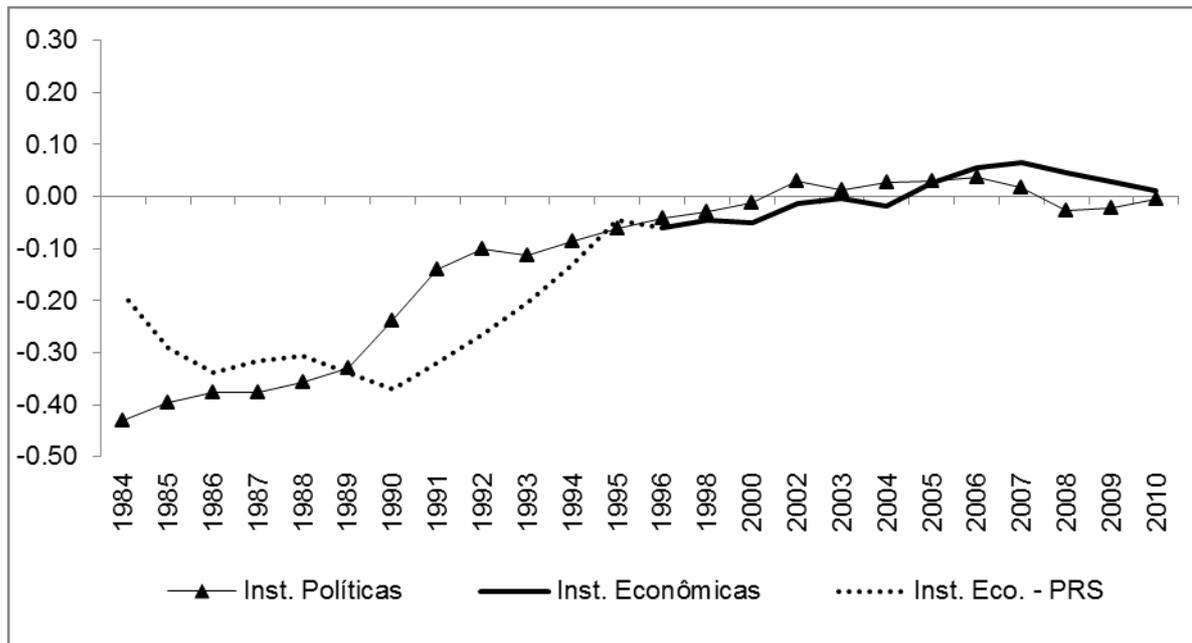
Para que seja possível ter uma comparação para um período mais longo, o Gráfico 12 amplia a série de instituições econômicas encadeando os dados agregados com o indicador médio ponderado de instituições econômicas da PRS de 1984 a 1995³³ – que é a única fonte, dentre as escolhidas por este trabalho, que tem dados desde a década de 1980.³⁴ O que estes dados sugerem é que, quando se leva em conta o período completo (1984-2010), ambas as séries apresentam melhoras similares. No entanto, analisando as séries ao longo dos anos, é possível perceber dinâmicas diferentes. As instituições políticas melhoram consistentemente ao longo das décadas de 1980 e de 1990, ficando praticamente estagnadas nos anos 2000. As

³³ Para se evitar problemas no encadeamento (através da variação percentual) em função da existência de notas negativas para muitos países, foi preciso somar um valor fixo suficiente para evitar que qualquer país tivesse nota negativa e, depois de calculada a nota encadeada, subtrair esse mesmo valor fixo para, então chegar à nota final encadeada.

³⁴ Uma vantagem destes dados da PRS é que são indicadores abrangentes em termos conceituais, sendo calculados pela média ponderada de quatro indicadores desagregados – como descrito na seção 3.2.

instituições econômicas (na série ampliada com dados da PRS), por sua vez, apresentam tendência de piora nos anos 1980, seguida de uma clara tendência de melhora na década de 1990 e de uma desaceleração do ritmo de melhora na década de 2000.

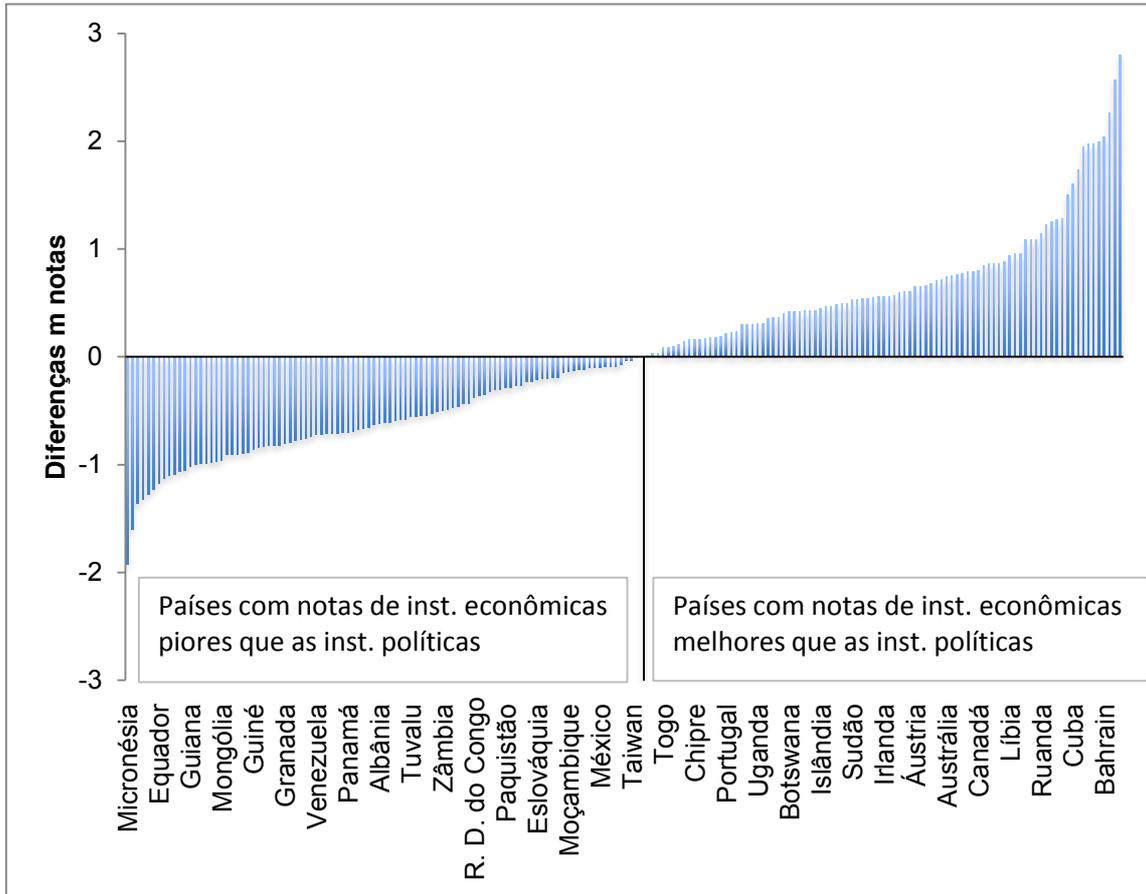
Gráfico 2.12 – Desempenho entre 1984 e 2010 (método alternativo): Instituições Econômicas (estendidas com PRS) versus Instituições Políticas



Fonte: elaboração própria.

Outra questão interessante é analisar as discrepâncias por países entre os dois tipos de instituições. Em 2010, na amostra disponível, havia mais países com instituições políticas melhores que as econômicas (98 países) do que o contrário (92 países). Entretanto, as diferenças, como mostram o Gráfico 13 e a Tabela 2.2, atingem valores maiores nas situações em que as instituições econômicas são melhores.

Gráfico 2.13 – Diferenças de Notas por País em 2010: Instituições Econômicas versus Instituições Políticas (método original)



Fonte: elaboração própria.

Estes resultados inspiram uma série de questionamentos a cerca do desenvolvimento econômico e social dos países que têm diferenças importantes entre os dois indicadores. No entanto, responder a essas questões, assim como analisar mais a fundo os efeitos dos níveis e das dinâmicas de cada indicador de instituições, não é o objetivo deste artigo. Esse tipo de estudo será feito nos próximos artigos desta tese.

Tabela 2.2 – Diferenças de Notas e de Posições no Ranking: Instituições Econômicas vs Instituições Políticas (método original), por país em 2010

País	Instituições Políticas		Instituições Econômicas		Diferenças	
	Ranking	g_j	Ranking	g_j	Posições no ranking	Notas
<u>Inst. econômicas melhores que inst. políticas</u>						
Cingapura	142	-0.76	4	2.03	138	2.80
Catar	169	-1.31	29	1.26	140	2.57
Brunei	165	-1.27	39	1.00	126	2.27
Bahrain	173	-1.34	52	0.70	121	2.04
EAU	170	-1.32	53	0.68	117	1.99
Hong Kong	124	-0.30	18	1.68	106	1.98
Arábia Saudita	186	-1.75	69	0.23	117	1.97
Oman	166	-1.29	54	0.66	112	1.95
Tunísia	180	-1.64	74	0.10	106	1.74
Cuba	188	-1.78	90	-0.17	98	1.61
Suazilândia	179	-1.64	88	-0.14	91	1.50
China	183	-1.70	108	-0.42	75	1.29
Jordânia	159	-1.12	71	0.15	88	1.27
Vietnã	181	-1.68	111	-0.43	70	1.25
Egito	157	-1.11	73	0.12	84	1.23
<u>Inst. econômicas piores que inst. políticas</u>						
Micronésia	45	1.06	152	-0.87	-107	-1.92
Timor-Leste	84	0.41	174	-1.19	-90	-1.60
Benin	79	0.53	147	-0.83	-68	-1.36
Belize	29	1.13	92	-0.19	-63	-1.32
S. Tomé e Príncipe	65	0.73	125	-0.55	-60	-1.28
Bolívia	90	0.25	162	-0.98	-72	-1.23
Equador	103	0.02	173	-1.15	-70	-1.18
Serra Leoa	98	0.10	166	-1.02	-68	-1.13
Rep. Dominicana	75	0.56	124	-0.55	-49	-1.10
Mali	68	0.67	109	-0.42	-41	-1.09
Indonésia	88	0.33	141	-0.74	-53	-1.06
El Salvador	71	0.62	113	-0.43	-42	-1.05
Guiana	78	0.53	122	-0.48	-44	-1.01
Suriname	61	0.80	93	-0.20	-32	-1.00
Ucrânia	108	0.00	164	-0.99	-56	-0.99

Fonte: elaboração própria.

2.7 Considerações Finais do Capítulo

A literatura que trata da importância das instituições para o desenvolvimento econômico vem crescendo consideravelmente nas últimas décadas. Entretanto, em geral, ainda é dada pouca atenção para a escolha dos indicadores *proxies* de qualidade institucional utilizados nesses trabalhos. Muitas vezes, utilizam-se indicadores que refletem apenas uma característica específica que está relacionada ao conceito de instituições ou indicadores agregados que englobam variáveis desconexas ao conceito de instituições.

O que se procurou neste capítulo foi justamente tentar contribuir com essa literatura estimando indicadores agregados de instituições políticas e econômicas. Para isso, primeiro, foi preciso fazer uma ampla busca e seleção de fontes de dados e de variáveis que atendessem a uma série de critérios previamente definidos – como compatibilidade conceitual, representatividade, confiabilidade da fonte e abrangência temporal. Em seguida, foi preciso definir as metodologias que seriam utilizadas para agregar corretamente os dados das fontes escolhidas, levando em consideração as diferenças de padrão de pontuação e os níveis de incerteza associados a cada fonte de dados.

As primeiras estimativas foram feitas com base num UCM desenvolvido pelo Banco Mundial. Com isso, foi possível estimar indicadores agregados e intervalos de confiança para cada indicador/país/ano. Esses intervalos de confiança permitiram fazer inferências sobre as diferenças entre países e entre períodos. Entretanto, uma fragilidade desse modelo original, a fixação de médias globais iguais a zero em todos os períodos, mostrou-se problemática para alguns dos indicadores estimados neste trabalho. Em casos de tendência global significativa de piora ou melhora, como observou-se nas instituições políticas no período de 1981 e o final da década de 1990, as comparações intertemporais ficam bastante prejudicadas.

Com base em comparações com as estimativas feitas pelo método alternativo proposto por este trabalho (α_k fixo em todos os períodos) ficou claro que, quando há tendências nítidas de melhora ou de piora das médias globais das instituições, as análises por país entre períodos com base nos dados estimados diretamente pelo UCM ficam comprometidas. Para se aproveitar os parâmetros estimados sem que houvesse problemas nas comparações entre períodos, o método alternativo proposto neste trabalho mostrou-se uma boa alternativa.

Dos resultados obtidos os principais destaques são as expressivas melhoras nas médias globais das instituições políticas verificadas nas décadas de 1980 e 1990 e uma certa estabilidade no período subsequente. As instituições econômicas, por sua vez, apresentam uma leve tendência de melhora entre 1996 e 2010.

Outro resultado interessante foi a mensuração de substantivas discrepâncias entre os dois tipos de instituições em muitos países. Como era de se esperar, há um alto

grau de correlação entre os dois indicadores agregados de instituições. Entretanto, essa correlação não é próxima de um. Quando se analisa a correlação entre países (em cada período), verifica-se que o coeficiente de correlação fica em torno de 0,65 – tanto nas estimativas pelo modelo original como no alternativo. Já nas comparações entre as variáveis desagregadas por fontes de dados, as correlações entre indicadores de instituições políticas (ou de instituições econômicas), em geral, ficam em torno de 0,8 e 0,9.

Na comparação entre as médias anuais estimadas pelo método alternativo para o período de 1996-2010, a correlação é de apenas 0,43 e as séries mostram tendências um pouco diferentes. Isso não quer dizer que as séries tenham comportamentos díspares, é possível que isso seja efeito apenas do número de períodos levados em consideração e da pequena variação observada nesses períodos em ambos os indicadores.

CAPÍTULO 3: ANÁLISE DOS DETERMINANTES DAS INSTITUIÇÕES ECONÔMICAS

Os estudos sobre a importância das instituições para a determinação do nível de desenvolvimento econômico, em geral, tratam as instituições como variáveis persistentes e determinadas por processos históricos de longuíssimo prazo (seculares). Embora seja inegável que as instituições tendam a ter um alto grau de persistência intertemporal, não é difícil encontrar exemplos de países que notadamente obtiveram melhorias (ou pioras) em suas instituições políticas e econômicas e em seus níveis de desenvolvimento econômico nas últimas décadas – casos da Coreia do Sul e do Chile, entre outros. No entanto, da mesma forma que há poucos estudos dedicados a analisar as bases de dados sobre a qualidade das instituições, há poucos trabalhos com o objetivo específico de analisar os determinantes das instituições – consideradas, algumas vezes, como constantes.

Há alguns artigos que procuram demonstrar a rigidez das instituições, especialmente, das instituições políticas *de facto*. Acemoglu e Robinson (2008a), por exemplo, desenvolvem um modelo teórico sobre as condições sob as quais resultados econômicos e políticos são estáveis mesmo com mudanças em instituições políticas *de jure* (regras formais). As instituições econômicas também seriam persistentes no tempo ainda que haja alterações em instituições políticas *de jure* e, até mesmo, em algumas instituições econômicas específicas. Esse modelo teórico divide a população dos países em dois grupos: a elite e os cidadãos comuns. As instituições econômicas seriam escolhidas pelo grupo com maior poder político. O poder político, por sua vez, seria determinado tanto pelas instituições políticas *de jure*, que alocam formalmente o poder a determinadas pessoas, como pela distribuição real do poder decisório. A elite, por ser em menor número e por obter retornos esperados maiores ao controlar politicamente um país, teria vantagens comparativas ao buscar o poder político. Isto implicaria que a porção de poder político efetivo da elite seria um resultado de equilíbrio e responderia a incentivos – que poderiam ser dados pelas regras políticas formais em vigor. Dessa forma, as instituições políticas *de jure* também seriam importantes na determinação do equilíbrio. Acemoglu e Robinson (2008a) citam como exemplo a democracia, regime político no qual o titular formal do poder é o povo, e os regimes não democráticos,

nos quais a elite teria maior poder político formal. Entretanto, o modelo prevê casos nos quais um país transita de um regime autoritário para uma democracia e o poder político *de facto* continua sendo exercido por uma elite (democracia “capturada”), mesmo que seja um grupo diferente de pessoas. Neste último caso, apesar das grandes mudanças em instituições políticas (mais especificamente, nas regras), as instituições econômicas podem permanecer constantes, ou seja, favoráveis à elite.

Um trabalho empírico recente sobre este tema foi feito por Acemoglu e Robinson (2008b), com base no modelo teórico desenvolvido pelos mesmos autores no trabalho citado no parágrafo anterior, sobre as mudanças institucionais da América Latina e da região sul dos EUA. Os autores mostram evidências de que, embora tenham ocorrido muitas modificações em instituições políticas (regimes políticos e constituições, por exemplo) nessas regiões, o que houve efetivamente em muitos casos foram mudanças apenas nas regras formais e nos grupos que comandavam o poder político dos países. Acemoglu e Robinson (2008b) demonstram que, nas regiões estudadas, mudanças em instituições políticas e em algumas instituições econômicas específicas muitas vezes não foram capazes de causar alterações significativas em instituições econômicas mais gerais. Nesses casos, as mudanças institucionais não foram suficientes para mudar a estrutura de incentivos que influenciam a performance da economia.

Já North (1990), um dos principais referenciais teóricos da literatura de instituições, enfatiza a importância de mudanças incrementais no processo de aperfeiçoamento e de consolidação das instituições.³⁵ Mudanças incrementais, para melhor ou para pior, criariam uma trajetória de dependência histórica (*path dependence*) para cada país ou região, sendo que a chave para tornar possíveis mudanças incrementais positivas seria a formação de um bom ambiente institucional político. Entretanto, o mesmo autor refuta a ideia de que, em função da dependência histórica, certos países estariam inevitavelmente destinados a ser ricos ou pobres. De acordo com North (1990, p.98): “a cada passo ao longo do caminho havia escolhas - políticas e econômicas - que forneceram alternativas reais”.³⁶ Ou seja, escolhas sociais feitas a

³⁵ Apesar dessa ênfase nas mudanças incrementais, North (1990) também analisa os impactos de mudanças bruscas em instituições políticas – resultantes de revoluções ou golpes de estado.

³⁶ Tradução livre do original em inglês.

todo o momento podem alterar as trajetórias de evolução das instituições de cada país.

Embora essa discussão sobre a dinâmica das instituições venham ganhando cada vez mais destaque, ainda há poucos estudos empíricos dedicados ao assunto. Por outro lado, há diversos estudos econométricos com dados *cross-section* que utilizam o método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS) para analisar a relação entre as instituições e o nível de renda per capita. Esses estudos, em geral, utilizam-se de uma hipótese sobre alguma variável (que é usada como instrumento) que teria efeito indireto sobre o nível de renda do país; o efeito sobre a renda seria por meio das instituições econômicas atuais. Um exemplo desse tipo de estudo, melhor descrito no capítulo 1 desta tese, é o trabalho seminal de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), cuja hipótese identificadora era de que o índice inicial de mortalidade dos colonizadores europeus não determinaria diretamente a renda atual; a relação ocorreria de forma indireta por meio das instituições econômicas atuais do país. No primeiro estágio da estimativa por IV, os autores acham uma forte relação negativa entre a taxa de mortalidade dos colonizadores e a qualidade das instituições atuais. No segundo estágio, as estimativas indicaram que as instituições apresentam um forte efeito positivo sobre a renda per capita.

Outros estudos, como o de Glaeser *et al.* (2004), por sua vez, utilizam-se de análises *cross-section* (controlando para o efeito fixo dos países) para mostrar que melhorias na educação antecederiam as melhorias de instituições políticas. De acordo com Glaeser *et al.* (2004, p. 271), "*human capital is a more basic source of growth than are the institutions*". No entanto, de acordo com Acemoglu *et al.* (2005), esses resultados devem-se à omissão dos efeitos temporais e refletiriam, portanto, as melhorias dos indicadores de educação e de democracia verificadas ao longo dos últimos 35 anos. Isto é, Glaeser *et al.* (2004) estariam analisando apenas as variações *cross-section* entre educação e instituições políticas (variações *between*) sem explorar as variações ocorridas nos países ao longo do período (variações *within*).

A literatura teórica, por sua vez, vem avançando consistentemente não só no estudo sobre o impacto das instituições no desempenho econômico dos países, mas também na análise sobre os determinantes das próprias instituições econômicas.

Alguns exemplos importantes desse tipo de desenvolvimento teórico podem ser vistos em North (1990), Roland (2004), Acemoglu e Robinson (2008a) e Acemoglu (2009).

Entretanto, ainda persiste uma lacuna importante na literatura empírica que procura explicar os determinantes das instituições econômicas. Um dos poucos estudos empíricos dedicados ao assunto é o de Clague *et al.* (1996). Os resultados desse estudo indicam que existe uma relação relevante entre o tempo que um autocrata fica no poder e as garantias do direito de propriedade e dos contratos. Em democracias duradouras, as mesmas garantias de direitos individuais ajudam a assegurar a continuidade de eleições livres e contribuem para a manutenção dos direitos de propriedade e contratuais.

Na primeira parte do artigo de Clague *et al.* (1996), são estimadas equações com instituições econômicas como variável dependente. As estimações são feitas pelos métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários Agrupados e pelo estimador de efeito fixo, ambos com *dummies* temporais. A principal variável explicativa utilizada é uma *dummy* para autocracia; logo, um país só pode ser (ou não) uma autocracia, não há diferenciação entre os graus de qualidade das instituições políticas. Como variáveis de controle, são utilizados apenas o log da renda per capita e *dummies* de tempo. Não foram testados pelos autores modelos com alguma variável de desigualdade de renda porque, à época, não havia um banco de dados *cross-country* disponível com a amostra de países e períodos necessários.³⁷ Numa segunda parte do artigo, Clague *et al.* (1996) utilizam como variável explicativa (em modelos de painel com efeito fixo) a duração dos regimes políticos de cada país. No entanto, não foram feitos testes para avaliar a importância relativa entre as variáveis de qualidade e as variáveis de duração do regime político. Outra limitação importante das estimações feitas por Clague *et al.* (1996) sobre os determinantes da qualidade das instituições econômicas é que não são apresentadas estimativas econométricas com qualquer tratamento para o possível problema de endogeneidade dos regressores, o que pode gerar problemas como viés e inconsistência dos estimadores.

³⁷ O banco de dados *cross-country* de desigualdade de renda que tornou possível a realização dos primeiros estudos econométricos importantes sobre desigualdade e crescimento econômico, Deininger e Squire (1996), foi publicado no mesmo ano de publicação de Clague *et al.* (1996).

Em texto mais recente, Borner, Bodmer e Kobler (2004) fazem análises estáticas sobre os determinantes da qualidade das instituições econômicas por meio de modelos econométricos, com dados *cross-section*, estimados pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) – sem qualquer consideração sobre o problema da endogeneidade dos regressores e as variações entre períodos.³⁸ O foco da análise é a relação entre alguns indicadores de qualidade das instituições políticas e da “força” do Estado e as instituições econômicas. As variáveis de controle utilizadas são: nível inicial de renda, origem das “tradições legais”, características culturais e geográficas e o índice de Gini.

Ainda sobre a dinâmica entre instituições políticas/distribuição de renda e instituições econômicas, Gurakar e Koksall (2011) fazem um trabalho empírico no qual a principal ferramenta metodológica é a análise histórica comparada entre dois países em determinado período – no caso, entre Irã e Turquia entre as décadas de 1950 e o final dos anos 1970. Essa análise é feita por meio de avaliações dos impactos de mudanças em instituições políticas sobre instituições econômicas, que em alguns casos também foram alteradas e em outros permaneceram inalteradas. Mais especificamente, Gurakar e Koksall (2011) procuram mostrar como diferenças nas institucionais entre os dois países na década de 1950, sendo a Turquia um país com sistema eleitoral multipartidário e o Irã um país sob um regime político crescentemente autocrático, teve efeitos expressivos na evolução das instituições econômicas. No Irã, pouco antes de 1979, dependendo do equilíbrio relativo de forças, grupos específicos tentavam converter o poder político *de facto* em cargos políticos *de jure*. Na Turquia, ainda de acordo com os mesmos autores, grupos hegemônicos preferiam encontrar maneiras de formar consensos em torno de temas de seus interesses.

Acemoglu *et al.* (2008), por sua vez, fazem um estudo com dados em painel utilizando métodos econométricos mais avançados, como o estimador GMM-DIF. Porém, a variável dependente são as instituições políticas, não são estimados modelos para as instituições econômicas.

³⁸ Borner, Bodmer e Kobler (2004) também analisam os impactos das instituições econômicas sobre o nível de renda, sempre com estimações por MQO.

Percebe-se, portanto, que os poucos estudos que analisam os determinantes das instituições econômicas utilizam técnicas econométricas inadequadas ou defasadas; conjuntos de variáveis insuficientes ou com limitações importantes; e/ou não pesquisam as variações *within* das instituições econômicas, pressupondo, em alguns casos, que essa variável não altera significativamente ao longo do tempo. Resta claro, portanto, que há muito a se avançar neste tema.

A proposta geral deste capítulo é contribuir com a literatura empírica sobre o assunto por meio da estimação de modelos dinâmicos com dados (de países) em painel. O objetivo dessas estimativas econométricas é testar se as instituições econômicas são (ou não) influenciadas significativamente por variações nas instituições políticas (mensuradas por meio de indicadores agregados com informações sobre instituições *de jure* e *de facto*) e por outras variáveis como duração do regime político, desigualdade de renda, educação e renda per capita.

O principal banco de dados a ser utilizado neste capítulo é aquele desenvolvido no capítulo anterior, onde se mostrou que, quando são levadas em consideração as últimas três décadas, boa parte dos países apresentou variações significativas nos indicadores agregados de instituições políticas. Uma vantagem importante dos indicadores agregados de instituições políticas estimados no capítulo anterior é que a qualidade das instituições é mensurada com base em indicadores desagregados tanto de instituições *de jure* como de instituições *de facto*. Portanto, a questão levantada por Acemoglu e Robinson (2008a e 2008b), de que o poder político *de facto* não acompanharia as mudanças nas regras políticas formais, é um problema atenuado com a utilização dos dados estimados nesta tese.

Após esta introdução, as próximas seções seguem a seguinte ordem: apresentação da base teórica e as motivações para a escolha das variáveis explicativas, indicando quais variáveis podem influenciar as instituições econômicas e de que forma; descrição dos procedimentos metodológicos, com destaque para as justificativas e motivações para a escolha das abordagens econométricas; descrição das fontes e das metodologias utilizadas para se construir a base de dados; análise econométrica dos determinantes das instituições econômicas; e, por fim, as considerações finais do capítulo.

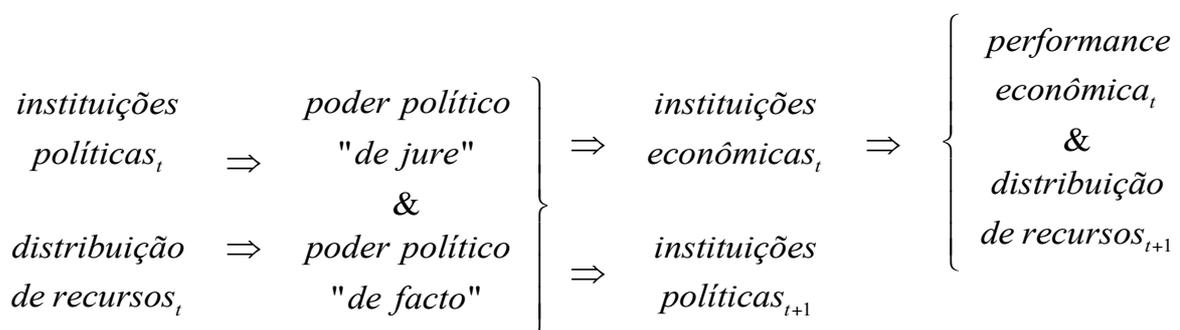
3.1 Base Teórica e Escolha das Variáveis Explicativas

As literaturas teórica e empírica que analisam os determinantes das instituições econômicas, em geral, utilizam as seguintes variáveis como explicativas: instituições políticas, distribuição de renda, renda per capita, anos de escolaridade e durabilidade do regime político. No entanto, nenhum dos trabalhos citados anteriormente faz testes econométricos com todas estas variáveis.

As relações entre as instituições políticas e as instituições econômicas, geralmente, são levadas em consideração, pois, como destacado por North (1990), as instituições econômicas refletem escolhas feitas pela sociedade. Em países com regimes democráticos, usualmente, as escolhas de uma sociedade são feitas por meio de representantes eleitos pelo povo. No caso de regimes antidemocráticos, essas escolhas são feitas diretamente por um autocrata que, muitas vezes, desconsidera as opções ótimas para a sociedade como um todo em benefício da otimização de sua própria utilidade. Parece claro, portanto, que as instituições políticas (*de facto* e *de jure*) tenham influência na determinação da qualidade das instituições econômicas.

Uma discussão detalhada sobre as circunstâncias em que as instituições são escolhidas e sobre os mecanismos pelos quais as instituições políticas e a distribuição de recursos influenciam a economia é feita por Acemoglu, Johnson e Robinson (2005, p. 2-10) e representada sinteticamente na Figura 3.1.

Figura 3.1 – Dinâmica das instituições políticas e econômicas



Fonte: Acemoglu, Johnson e Robinson (2005, p. 6).

As duas variáveis de estado são as instituições políticas e a distribuição de recursos (isto é, distribuição da riqueza, do capital físico ou capital humano). De acordo com este modelo teórico, o conhecimento destas duas variáveis no período t é suficiente para determinar todas as outras variáveis do sistema. Enquanto as instituições políticas determinam o poder político “*de jure*” (formal) na sociedade, a distribuição de recursos influencia a alocação de poder político “*de facto*” (efetivo). Essas duas fontes de poder político, por sua vez, afetam as escolhas de instituições econômicas e a evolução futura das próprias instituições políticas. As instituições econômicas determinam o desempenho da economia, tanto em termos de renda em t como em termos de distribuição de recursos em $t+1$. Embora as instituições econômicas sejam determinantes fundamentais do desempenho econômico, elas são endógenas e moldadas pelas instituições políticas e pela distribuição de recursos da sociedade. (ACEMOGLU, JOHNSON E ROBINSON, 2005, p. 2-6)

Assim, esse modelo teórico propõe o conceito de “hierarquia de instituições”, onde as instituições políticas influenciam as instituições econômicas de equilíbrio e, estas últimas, determinam os resultados econômicos. Entretanto, Clague *et al.* (1996) argumentam que tanto as democracias como as autocracias podem ter incentivos a melhorar (ou piorar) as instituições econômicas, embora as estruturas de incentivos e as restrições de ambas sejam muito diferentes entre si. Clague *et al.* (1996) introduzem, então, a questão da durabilidade do regime político democrático como sendo importante para criar incentivos à garantia do direito de propriedade e do cumprimento de contratos – um regime democrático mais durável tende a ser mais consolidado. Enquanto que, nos regimes autocráticos, o horizonte de tempo em que o governante prevê que irá se manter no poder pode ser determinante para criar incentivos à garantia dos mesmos direitos – uma vez que o detentor do poder poderia aferir mais retorno com a arrecadação de impostos, por exemplo. Por outro lado, regimes antidemocráticos que têm um pequeno horizonte de duração poderiam se sentir incentivados a obter ganhos de curto prazo expropriando ativos – que teriam valor presente maior do que a arrecadação de impostos prevista para o restante do período.

O modelo teórico de Acemoglu (2008a), por sua vez, prevê casos nos quais um país transita de um regime autoritário para uma democracia e o poder político *de facto*

continua sendo exercido por uma elite. Nestes casos, mesmo havendo grandes alterações em instituições políticas *de jure* – por exemplo, países que transitam de regimes autocráticos para regimes democráticos – as instituições econômicas podem permanecer constantes, favoráveis à elite.

Diante dessas proposições teóricas de Clague *et al.* (1996) e de Acemoglu e Robinson (2008a), optou-se aqui por incorporar a informação sobre durabilidade de regimes de duas formas. A primeira é mensurando diretamente a influência da durabilidade sobre a qualidade das instituições econômicas. A segunda forma é avaliando se a influência da durabilidade do regime se dá de forma diferenciada em países com regimes autocráticos e/ou em países com democracia consolidada – comparativamente aos países com níveis intermediários de instituições políticas.

Além das variáveis políticas, há ainda outras variáveis explicativas como a desigualdade de renda e a escolaridade da população, que podem ser usadas para representar a distribuição de recursos (da riqueza, do capital físico ou capital humano) – um dos determinantes do poder político “*de facto*” e “*de jure*” no esquema representado na Figura 3.1.

Sobre a importância da educação, podem-se mencionar mecanismos pelos quais melhoras no nível educacional da população poderiam ter impactos positivos sobre a qualidade das instituições econômicas. De acordo com North (1990), os agentes frequentemente têm de decidir com base em informações incompletas e processar informações que eles recebem através de construções mentais que podem resultar em trajetórias persistentemente ineficientes. É razoável supor que o aumento da escolaridade melhore o conjunto de informações dos indivíduos e sua capacidade de obter e processar essas informações, o que poderia resultar em escolhas mais próximas do nível ótimo – em termos agregados. A educação pode ter, portanto: (i) efeitos diretos nas escolhas das instituições econômicas e na capacidade de influência política (poder político *de facto*) do período corrente; (ii) e efeitos indiretos por meio das escolhas políticas feitas no período anterior (eleições, por exemplo) e de seus impactos sobre a distribuição da renda do período seguinte.

Outra variável explicativa que será testada é a renda per capita do período anterior, que pode afetar a capacidade de manter instituições econômicas de boa qualidade – afinal, há custos para se fazer cumprir as regras do jogo.

Como há muita interdependência entre as variáveis mencionadas, torna-se necessário utilizar variáveis instrumentais para minimizar os problemas nos estimadores que podem ser causados pela simultaneidade – que ocorre quando uma variável explicativa é determinada juntamente com a variável dependente. Além da questão da simultaneidade, de acordo com Woodridge (2002, p. 50-51), outros fatores que poderiam gerar endogeneidade são a omissão de variáveis explicativas e a presença de erros de medida. Uma forma encontrada neste trabalho para lidar com a questão da omissão de variáveis foi o que se fez nos parágrafos anteriores, nos quais se buscou analisar as possíveis variáveis explicativas importantes. A outra é por meio da estimação de modelos com dados em painel que controlam pelo efeito fixo de cada país. Já, para minimizar os possíveis erros de medida, foi feito um trabalho detalhado na construção das bases de dados. Aliás, o capítulo anterior teve como objetivo central mensurar a própria variável dependente (instituições econômicas) e uma das variáveis explicativas (instituições políticas).

Ainda assim, é preciso tratar econometricamente a questão da endogeneidade. Por isso, a ferramenta básica que será usada para se estudar os determinantes das instituições são os modelos de painel dinâmico estimados pelo Método Generalizado dos Momentos (*generalized method of moments*, GMM) em diferenças, o GMM-DIF, baseado em Arellano e Bond (1991); e no GMM com sistema de equações (GMM-SYS), proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). A hipótese que se faz é de instrumentos predeterminados, onde observações com defasagem temporal adicional são não-correlacionadas com o erro do período corrente – como será visto na próxima seção.

3.2 Procedimentos Metodológicos

Considerando que a variável dependente – a qualidade das instituições econômicas – apresenta componente inercial importante, uma forma intuitiva de se estimar um modelo levando em conta os efeitos específicos por país seria por meio do seguinte modelo dinâmico:

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{it} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

onde: $i = 1, \dots, N$, refere-se ao país; $t = 2, \dots, T$, refere-se ao período de tempo; y_{it} é a variável dependente; $y_{i,t-1}$ é a variável dependente defasada, que é usada como regressor; \mathbf{x}'_{it} é o vetor com os demais regressores; α_i são os efeitos específicos para cada país invariantes no tempo; e ε_{it} o resíduo da equação. Assume-se que $E[\varepsilon_{it} | \alpha_i, \mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}] = 0$, exogeneidade estrita (também chamada de exogeneidade forte); que ε_{it} não são serialmente correlacionados; e que $|\gamma| < 1$. Porém, mesmo que essas hipóteses sejam verdadeiras, a estimação de (3.1) por MQO levaria à estimação inconsistente de γ e β . O motivo é que o regressor $y_{i,t-1}$ é correlacionado com α_i e, portanto, com o termo de erro $u_{it} = (\alpha_i + \varepsilon_{it})$ – mesmo considerando que os demais regressores, \mathbf{x} , sejam estritamente exógenos. (CAMERON e TRIVEDI, 2005, p. 763; ARELLANO, 2003, p. 129).

Outro problema refere-se justamente à hipótese de exogeneidade estrita dos regressores \mathbf{x} , que implica que \mathbf{x} não é correlacionado com os valores passados, presentes e futuros de ε . A violação desta hipótese também pode gerar problemas nos estimadores MQO, tornando-os potencialmente viesados e inconsistentes.

O modelo de (3.1) também poderia ser estimado em diferenças, o que eliminaria o efeito fixo α_i :

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})' \beta + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (3.2)$$

sendo: $t = 3, \dots, T$. Ainda assim, o estimador de MQO seria inconsistente porque, como $y_{i,t-1}$ é correlacionado com $\varepsilon_{i,t-1}$ de (3.1), o regressor $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ é correlacionado com o erro $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})$ de (3.2). (CAMERON e TRIVEDI, 2005, p. 765).

Como mostra Arellano (2003), uma solução para esses problemas seria utilizar modelos dinâmicos com variáveis explicativas “predeterminadas”. Por predeterminadas entendem-se variáveis potencialmente correlacionadas com os valores defasados do erro estrutural, mas não-correlacionadas com os valores presente e futuros. Portanto, nesse tipo de modelo, a hipótese que se faz é a da exogeneidade fraca, também denominada, por Cameron e Trivedi (2005, p. 749), de

hipótese de instrumentos predeterminados, onde observações com defasagem temporal adicional são não-correlacionadas com o erro do período corrente. Nesses modelos, os erros satisfazem as seguintes condições de momento sequenciais:

$$E[\varepsilon_{it} | \mathbf{z}_{i1}, \dots, \mathbf{z}_{it}] = 0 \quad (3.3)$$

A condição feita em (3.3) permite que $\mathbf{z}_{i1}, \dots, \mathbf{z}_{it}$ sejam instrumentos para u_{it} . Portanto, o número de instrumentos disponíveis aumenta à medida que t aumenta.

Um estimador que é identificado por esse tipo de hipótese é o estimador proposto por Arellano e Bond (1991), o GMM-DIF, que estima o modelo em primeira diferença e utiliza variáveis defasadas como instrumentos. A hipótese de exogeneidade fraca deste modelo pode ser sintetizada pela seguinte equação:

$$E[y_{is} \Delta \varepsilon_{it}] = 0, \text{ para } s \leq t - 2 \quad (3.4)$$

Logo, as defasagens $y_{i,t-2}, y_{i,t-3}, \dots, y_{it}$ podem ser usadas como instrumentos de $(y_{it} - y_{i,t-1})$ porque não são correlacionadas com $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})$ – o que é válido apenas se os erros ε_{it} não forem correlacionados serialmente.

O estimador GMM-DIF, então, é dado por:

$$\hat{\beta}_{AB} = \left[\left(\sum_{i=1}^N \tilde{\mathbf{X}}_i' \mathbf{Z}_i \right) W_N \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i' \tilde{\mathbf{X}}_i \right) \right]^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \tilde{\mathbf{X}}_i' \mathbf{Z}_i \right) W_N \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i' \tilde{\mathbf{y}}_i \right) \quad (3.5)$$

onde $\tilde{\mathbf{X}}_i$ é uma matriz $(T - 2) \times (K + 1)$ em que a t -ésima linha é dada por $(\Delta y_{i,t-1}, \Delta \mathbf{x}'_{it})$; $t = 3, \dots, T$; $\tilde{\mathbf{y}}_i$ é um vetor $(T - 2) \times 1$ com a t -ésima linha dada por Δy_{it} ; W_N é a matriz de pesos; e \mathbf{Z}_i é uma matriz de instrumentos $(T - 2) \times r$:³⁹

$$\mathbf{Z}_i = \begin{bmatrix} \mathbf{z}'_{i3} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \mathbf{z}'_{i4} & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \mathbf{z}'_{iT} \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

em que $\mathbf{z}'_{it} = [y_{i,t-2}, y_{i,t-3}, \dots, y_{it}, \Delta \mathbf{x}'_{it}]$, caso $\Delta \mathbf{x}$ sejam variáveis estritamente exógenas. Entretanto, nesta tese, os regressores $\Delta \mathbf{x}$ serão tratados como variáveis

³⁹ Utilizaram-se aqui as mesmas letras adotadas por Cameron e Trivedi (2005, p. 765-766).

predeterminadas (fracamente exógenas). Portanto, de forma análoga ao que é feito em relação à variável dependente defasada (que é usada como explicativa), as defasadas $x_{i,t-1}, x_{i,t-2}, \dots$, serão usadas como instrumentos de $\Delta x_{i,t}$.

Caso não se coloque nenhuma restrição, o número de instrumentos disponíveis pode ser muito grande, especialmente quando o T é grande. Cameron e Trivedi (2009, p. 289) destacam que, se forem usados instrumentos em excesso, a teoria assintótica gera aproximações ruins para a distribuição do estimador com amostras finitas. Para evitar esse problema, é possível limitar o número máximo de defasagens de y_{it} e de x_{it} que são usadas como instrumentos.

Uma forma de se avaliar os instrumentos escolhidos é por meio de testes de sobre-identificação de Hansen-Sargan – também conhecido como teste de Sargan ou teste de restrições sobre-identificadas.⁴⁰ A rejeição da hipótese nula do teste de Hansen-Sargan (de que todos os instrumentos são válidos) indica que ao menos um instrumento não é válido – ou seja, conclui-se que pelo menos um dos instrumentos em Z_i é correlacionado ao erro e , por isso, é endógeno. (CAMERON E TRIVEDI, 2005, p. 747).

Dado que o modelo é sobre-identificado, o estimador GMM-DIF mais eficiente é o que utiliza o GMM em dois estágios – de acordo com a terminologia adotada por Cameron e Trivedi (2005, p. 187 e 746) –, que também é chamado de Mínimos Quadrados em Três Estágios (*three-stage least squares*, 3SLS) – de acordo com a definição de Wooldridge (2002, p. 194). A denominação de GMM em dois estágios, feita por Cameron e Trivedi (2005, p. 187 e 746), é motivada pelo fato de que o estimador consistente do primeiro estágio (GMM de um estágio ou 2SLS) é necessário para se obter a matriz de variância e covariância que será usada como matriz de pesos no segundo estágio.

Apesar de o GMM em dois estágios ser eficiente, os desvios-padrão calculados da forma usual podem estar severamente viesados para baixo em amostras pequenas – como demonstrado por Windmeijer (2005). Por isso, os desvios-padrão que serão reportados usarão o método proposto por Windmeijer (2005), que resulta em

⁴⁰ Este teste foi proposto inicialmente por Sargan (1958) para estimadores lineares com variáveis instrumentais e estendido por Hansen (1982) para estimadores GMM.

inferências estatísticas mais acuradas. De acordo com Cameron e Trivedi (2009, p. 289-291), os desvios-padrão estimados por este método são robustos e permitem que o erro ε_{it} seja heterocedástico, mas não permitem que esse erro ε_{it} seja serialmente correlacionado – pois, a correlação serial levaria a estimadores inconsistentes.⁴¹

Uma questão que não é destacada em alguns estudos empíricos que usam este estimador é a de que um dos principais objetivos do artigo de Arellano e Bond (1991) é propor um teste de especificação aplicável para modelos dinâmicos tais como o apresentado aqui. Esse teste proposto visa avaliar se os resíduos do modelo estimado são não-correlacionados serialmente – hipótese fundamental para a identificação do modelo. De acordo com Arellano e Bond (1991, p. 293), nesses modelos com variáveis predeterminadas, “*identification results from lack of serial correlation in the errors*”.

Mais especificamente, se ε_{it} não for correlacionado serialmente, então $\Delta\varepsilon_{it}$ é correlacionado com $\Delta\varepsilon_{i,t-1}$, porque:

$$Cov(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{i,t-1}) = Cov(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2}) = -Cov(\varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-1}) \neq 0 \quad (3.7)$$

No entanto, $\Delta\varepsilon_{it}$ não será correlacionado com $\Delta\varepsilon_{i,t-k}$ para $k \geq 2$. A hipótese nula do teste Arellano-Bond, $Cov(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{i,t-k}) = 0$ para $k = 1, 2$, é rejeitada ao nível de 5% se $p < 0,05$. Se ε_{it} não for correlacionado serialmente, espera-se rejeitar quando $k = 1$ e não rejeitar quando $k = 2$. (CAMERON e TRIVEDI, 2009, p. 294).

Apesar de o estimador GMM-DIF ter as qualidades mencionadas, os avanços posteriores na literatura de econometria sugerem o uso de condições adicionais de momento com o objetivo de se obter estimadores com melhores propriedades para amostras finitas. Em particular, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) propõem um GMM com sistema de equações (GMM-SYS) especialmente indicado para casos em que os dados são persistentes em termos intertemporais, como é o caso dos indicadores de qualidade institucional. Arellano e Bover (1995) propuseram as seguintes condições adicionais de momento:

⁴¹ O teste de Sargan tem de ser feito com a equação estimada sem essa matriz de variância-covariância robusta. O motivo é que o teste requer que os erros ε_{it} sejam independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.). (CAMERON E TRIVEDI, 2009, p. 295).

$$E[\Delta y_{i,t-1} u_{is}] = 0, \text{ para } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 3, 4, \dots, T \quad (3.8)$$

Portanto, Arellano e Bover (1995) propõem incorporar o modelo em nível e usar $\Delta y_{i,t-1}$ como instrumento de y_{it} , criando um estimador GMM que explora dois conjuntos de restrições de momentos (3.4 e 3.8). Procedimento análogo pode ser feito em relação às variáveis explicativas predeterminadas.

Blundell e Bond (1998) consideraram essas condições (3.8), adicionam outras hipóteses e mostram, por meio de comparações de eficiência assintótica e simulações de Monte Carlo, que há melhorias no desempenho dos estimadores propostos (GMM-SYS) em comparação com o habitual estimador GMM em primeira diferença – especialmente, quando γ aproxima-se de 1 e T é pequeno. Quando a variável dependente é uma série que apresenta processo próximo de uma raiz unitária, o instrumento y_{it-1} é apenas fracamente correlacionado com $\Delta y_{i,t}$. Isso significa que pode haver problema de instrumentos fracos. De acordo com Bond (2002), neste caso, o estimador GMM-SYS tem viés de amostra finita muito menor que o do GMM-DIF e possui um grau de precisão muito mais elevado. Bond, Hoefler e Temple (2001, p. 9) sugerem que a validade desses instrumentos adicionais seja analisada, em cada caso, por meio do teste de sobre identificação de Sargan.

Segundo Bond (2002), essa ênfase nas propriedades da série de séries de tempo pode parecer surpreendente quando se está trabalhando com painéis com um grande número de observações *cross-section* (N) e um pequeno número de períodos de tempo (T). Neste contexto, a teoria da distribuição assintótica depende de N tornando-se grande, com T tratado como fixo; ou seja, a normalidade assintótica desses estimadores GMM não depende das propriedades de séries temporais desses dados. O problema é que os parâmetros podem não ser identificados usando estimadores GMM-DIF no caso extremo em que a série é uma raiz unitária exata e, de forma mais geral, a identificação pode ser fraca quando a série é gerada por um processo próximo de uma raiz unitária.

Mesmo admitindo os casos em que a variável dependente é gerada por processos próximos de uma raiz unitária, Blundell e Bond (1998) impõem como uma das hipóteses identificadoras que o coeficiente do componente auto-regressivo de seu estimador GMM-SYS seja menor que um ($\gamma < 1$). No entanto, como destacado por

Bond, Nauges e Windmeijer (2002), independentemente de seu verdadeiro valor, o parâmetro γ é identificado usando as variáveis defasadas em diferença (Δy_{it} de t-1 e de períodos anteriores) como instrumentos para as equações em nível, sob as seguintes condições:

$$E[(y_{i1} - \alpha_i)\alpha_i] = 0 \quad \text{se } \gamma < 1 \quad (3.9)$$

$$\text{Variância}(y_{i1}) < \infty \quad \text{se } \gamma = 1 \quad (3.10)$$

A condição (3.9) assegura que Δy_{it} seja não-correlacionada com α_i em processos estacionários; e a condição (3.10) garante que y_{it} seja correlacionado com Δy_{i1} em processos não estacionários. Ou seja, mesmo em processos claramente não-estacionários, o estimador GMM-SYS pode ser identificado.

A eficiência desses estimadores GMM, por sua vez, depende da correlação entre os instrumentos e os regressores. Porém, como é bem conhecido na literatura de variáveis instrumentais, os resultados de eficiência assintóticas não necessariamente valem para pequenas (ou mesmo moderadas) amostras, especialmente quando o número de condições de momento, é grande em relação ao número de observações. O estimador GMM-SYS parece estar sujeito a tal problema. (BINDER, HSIAO e PESARAN, 2005, p. 813-814).

Em todos esses métodos, tanto o GMM-DIF como o GMM-SYS, a hipótese fundamental para a identificação é a de que os resíduos são não-correlacionados serialmente. Portanto, caso o teste Arellano-Bond indique a rejeição desta hipótese, uma alternativa possível é adicionar mais defasagens da variável dependente como regressores. Se, ainda assim, a correlação serial do erro não for eliminada, é preciso estimar um modelo que permita que o erro ε_{it} siga um processo de média-móvel (*moving-average* – MA), isto é: $\varepsilon_{it} = \eta_{it} + \delta\eta_{i,t-1}$, onde η_{it} é independente e identicamente distribuído (i.i.d.). Supondo, por exemplo, que ε_{it} seja um MA(1), $y_{i,t-2}$ não é mais um instrumento válido, mas, $y_{i,t-3}$ e as defasagens superiores continuam sendo. Para a equação em nível $\Delta y_{i,t-1}$ não é mais um instrumento válido, mas, $\Delta y_{i,t-2}$ continuam sendo. (CAMERON e TRIVEDI, 2009, p. 297).

3.3 Bases de Dados

Instituições Econômicas (ie) e de Instituições Políticas (ip)

O primeiro conjunto de dados necessários para os exercícios empíricos propostos para este capítulo foi obtido anteriormente, com a criação do banco de dados de qualidade das instituições políticas e econômicas.⁴² Para que seja possível analisar as últimas três décadas, no entanto, será necessário ainda estender a série de instituições econômicas para o período anterior a 1996, o que será feito por meio de um encadeamento dos dados agregados com o indicador médio ponderado de instituições econômicas de 1982 a 1995 da Political Risk Services (PRS)⁴³ – que é a única fonte, dentre as escolhidas pelo artigo 1, que tem dados desde a década de 1980.

Uma vantagem destes dados da PRS é que são indicadores abrangentes em termos conceituais, pois são calculados pela média ponderada de quatro indicadores desagregados – como descrito no artigo 1.⁴⁴ O gráfico 3.1 mostra um comparativo de médias, que parecem apresentar tendências similares, embora com oscilações interanuais diferentes.

Desigualdade de Renda (gini)

Outro conjunto de dados não triviais que serão utilizados neste capítulo é sobre desigualdade de renda para um grupo amplo de países e para um período suficientemente grande para viabilizar estudos com dados em painel. O primeiro problema que surge é a falta de uniformidade conceitual e metodológica na aferição da desigualdade, mesmo quando se utiliza um mesmo índice – no caso, o índice de Gini. Em muitos países, também não é possível contar com uma fonte “oficial” de dados de desigualdade. Devido a essas dificuldades, não há uma base de dados internacional pronta para ser usada em estudos com dados em painel, ao contrário

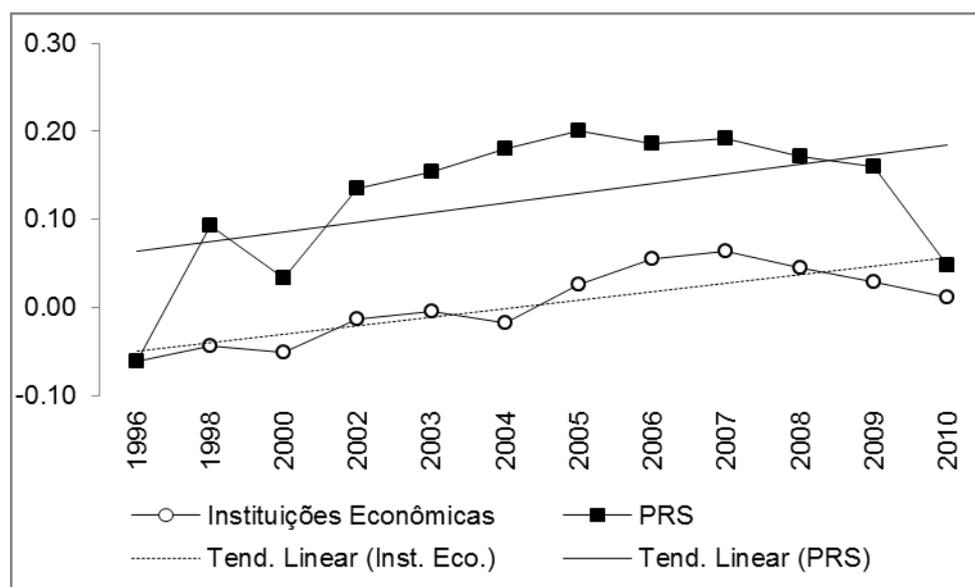
⁴² Os dados usados neste capítulo foram estimados pelo chamado “método alternativo”, com alpha fixo (média 1996-2010).

⁴³ Para se evitar problemas no encadeamento (através da variação percentual) em função da existência de notas negativas para muitos países, foi preciso somar um valor fixo suficiente para evitar que qualquer país tivesse nota negativa e, depois de calculada a nota encadeada, subtrair esse mesmo valor fixo para, então chegar à nota final encadeada.

⁴⁴ Os dados para o período de 1982-1983 são disponibilizados pelo IRIS Center – da Universidade de Maryland.

do que ocorre, por exemplo, com os dados de Contas Nacionais e de Balanço de Pagamentos – que contam até com manuais metodológicos amplamente reconhecidos internacionalmente.

GRÁFICO 3.1 – Instituições Econômicas: método alternativo, alpha fixo (média 1996-2010), versus PRS – 1996-2010



Fonte: elaboração própria.

A principal base de dados *cross-country* de desigualdade de renda/consumo é o World Income Inequality Database da United Nations University/World Institute for Development Economics Research (UNU-WIDER). A versão utilizada neste trabalho é a 2.0c, de maio de 2008 – denominada como WIID2C. Assim como nas versões anteriores, o WIID2C incorpora informações de diversas fontes de dados, dentre as quais se destacam dados de Deininger e Squire (1996), muito usada na literatura sobre desigualdade e crescimento.⁴⁵ Embora o WIID2C seja uma base bastante rica em informações, para um grande número de países e período, não é possível utilizá-la sem um tratamento prévio cuidadoso.

Os dados do WIID2C, em muitos casos, contêm informações de diversas fontes para o mesmo país e período. Há casos também de múltiplos dados para um país/ano de uma mesma fonte. Neste trabalho, a opção foi por fazer uma seleção inicial filtrando os dados originais para um período a partir de 1981, coincidente com o período disponível para a série de instituições políticas. Dos outros três filtros empregados utilizados, foram selecionados apenas os dados com cobertura completa em relação

⁴⁵ Ver, por exemplo, Barro (2000) e Banerjee e Duflo (2003).

à área (rural, urbana ou regiões específicas), à população (tipo ou setor no qual está empregada) e à idade.

O último filtro automático empregado refere-se à qualidade dos dados. No na primeira versão do WIID (o WIID1) e no trabalho de Deininger e Squire (1996), as estimativas do índice de Gini eram divididas entre “confiáveis” (ou aceitáveis) e “não-confiáveis” (ou não-aceitáveis). O WIID2C implantou uma nova forma classificação, com quatro níveis de qualidade. A opção nesta tese foi por utilizar apenas os dados com as classificações 1 e 2, as duas melhores de acordo com os critérios descritos por UNU-WIDER (2008).

Depois de filtrar os dados por meio dos critérios mencionados, da mesma forma que foi feito no capítulo anterior, foram realizados ajustes, descritos no APÊNDICE A, com o objetivo de se obter séries mais longas do que a nomenclatura original dos países permitiria fazer. Isso porque, ao longo do tempo, muitos países são desmembrados e/ou agrupados e, por isso, mudam de nome e poderiam gerar uma perda de informações relevantes caso não fossem considerados.

Em seguida, foi necessário um trabalho mais detalhado e complexo de escolha dos dados por meio de análises específicas para cada país. O objetivo principal foi manter a homogeneidade metodológica das séries temporais de cada país. Quanto à comparabilidade entre países, realmente, não é possível garantir a plena homogeneidade metodológica, o que prejudica a comparação dos níveis de desigualdade em dado período de tempo. Esse problema, no entanto, é enfrentado por todos os trabalhos que usam dados de desigualdade em nível mundial. Quando o que se pretende é analisar uma região específica, como a Europa, por exemplo, pode ser possível a garantir tal homogeneidade porque há um órgão multilateral de estatísticas – no caso, o Eurostat – que trabalha junto aos países para uniformizar metodologias de cálculo.

Porém, quando se utilizam dados em diferença, como será feito aqui nas estimativas por meio de métodos de painel dinâmico, esse problema da comparabilidade em nível é minimizado.

O último trabalho que foi feito com esses dados de desigualdade foi a ampliação da cobertura temporal, que terminava em 2006 (último ano das base de dados do

WIID2C) e foi ampliado para 2010 utilizando-se algumas das fontes citadas pelo WIID2C. Foram acrescentados ou substituídos também alguns dados para o período anterior a 2006 com o objetivo de manter a uniformidade metodológica intertemporal e para substituir dados que tinham sido atualizados pela própria fonte citada no WIID2C.

Os resultados finais, com as médias por períodos de 5 anos que serão utilizadas nos exercícios econométricos, estão na Tabela F1 – no APÊNDICE F.

Indicador de Durabilidade do Regime Político (reg_dur)

A variável de durabilidade do regime político é um índice normalizado – de forma análoga ao que foi feito com os indicadores de instituições estimados no capítulo 2 – numa escala crescente quanto mais durável for o regime político do país. Este indicador foi construído com base na variável de durabilidade do regime político do Polity IV Project (PIV).⁴⁶ Como descrito em Marshall, Gurr e Jagers (2010, p.17), esta variável original é calculada pelo número de anos desde a última mudança de regime (definido por uma mudança de três pontos no indicador “polity” por um período de três anos ou menos) ou no final do período de transição definido pela falta de instituições políticas estáveis.

É importante ter claro que mesmo um país com regime político autocrático pode ter um indicador reg_dur com valor elevado. A Coreia do Norte, por exemplo, tem um valor de reg_dur mais elevado do que o da Coreia do Sul (1,08 contra -0,21, respectivamente). Cabe ressaltar também que não se deve confundir durabilidade de regime político com durabilidade de mandato de chefe de governo. Num regime democrático, o chefe de governo é alterado periodicamente por meio do sufrágio universal sem que haja qualquer mudança de regime político.

Log da Renda Per Capita em $t - 1$ (L.rdgpe_pop)

A renda per capita foi obtida com dados da Penn World Table (PWT 8.0).⁴⁷ A variável utilizada é o logaritmo natural do PIB per capita encadeado medido em

⁴⁶ O código original do PIV, para a variável em número de anos, é “durable”.

⁴⁷ Esta nova versão da PWT foi lançada por Feenstra, Inklaar e Timmer (2013a) numa parceria entre as universidades da Califórnia (Davis) e de Groningen.

paridade de poder de compra em milhões de dólares a preços de 2005 dividido pelo número de habitantes do período.⁴⁸

Escolaridade em $t - 1$ (L.yr_sch)

Os dados de educação são de Barro e Lee (2012). A série escolhida para representar a variável de educação é a que mensura a média de anos de escolaridade alcançados da população com 25 anos ou mais (em $t - 1$).

3.4 Análise Descritiva e Gráfica

Todos os dados mencionados anteriormente foram transformados em médias quinquenais, exceto os dados de educação, que são disponibilizados originalmente já com periodicidade quinquenal. Esse procedimento segue o padrão da literatura de análise *cross-country* de crescimento econômico. O motivo para isso é que, períodos anuais são muito curtos para se avaliar questões como mudanças institucionais. Entretanto, caso o período escolhido fosse maior, por exemplo, de 10 anos, a amostra ficaria muito reduzida para a realização dos estudos econométricos. Foram formados, então, seis períodos de cinco anos (1981-1985, 1986-1990, 1991-1995, 1996-2000, 2001-2005, 2006-2010).⁴⁹

Como foi possível notar na seção anterior, a base de dados construída é formada por uma ampla gama de indicadores socioeconômicos. Por isso, antes de iniciar as estimativas econométricas, é importante fazer uma análise e descritiva desses indicadores e das inter-relações entre os mesmos. A primeira questão a se analisar são as magnitudes relativas das variações entre períodos (*within variation*) e das variações entre países (*between variation*) – informações apresentadas na Tabela 3.1. A mesma tabela mostra também a média de cada variável e número de observações – total, número de países e número de períodos. O número de períodos (T) pode ser uma fração (T -bar) quando os painéis são desbalanceados. O número de países é dado por “n” e o número total de observações (países e anos) é dado por “N”. Em todas as variáveis, é possível notar que há mais variação entre os

⁴⁸ RGDP^e (*expenditure-side real GDP at chained purchasing power parities*).

⁴⁹ Como a série de dados de instituições econômicas inicia-se em 1982, o primeiro período desta variável será de 4 anos.

países do que entre períodos, como era de se esperar. Uma possível consequência desse tipo de diferença, segundo Cameron e Trivedi (2009, p. 239), é a perda de eficiência na estimação do modelo.

Tabela 3.1 – Sumário estatístico dos dados em painel - variações entre períodos (*within*) e entre países (*between*)

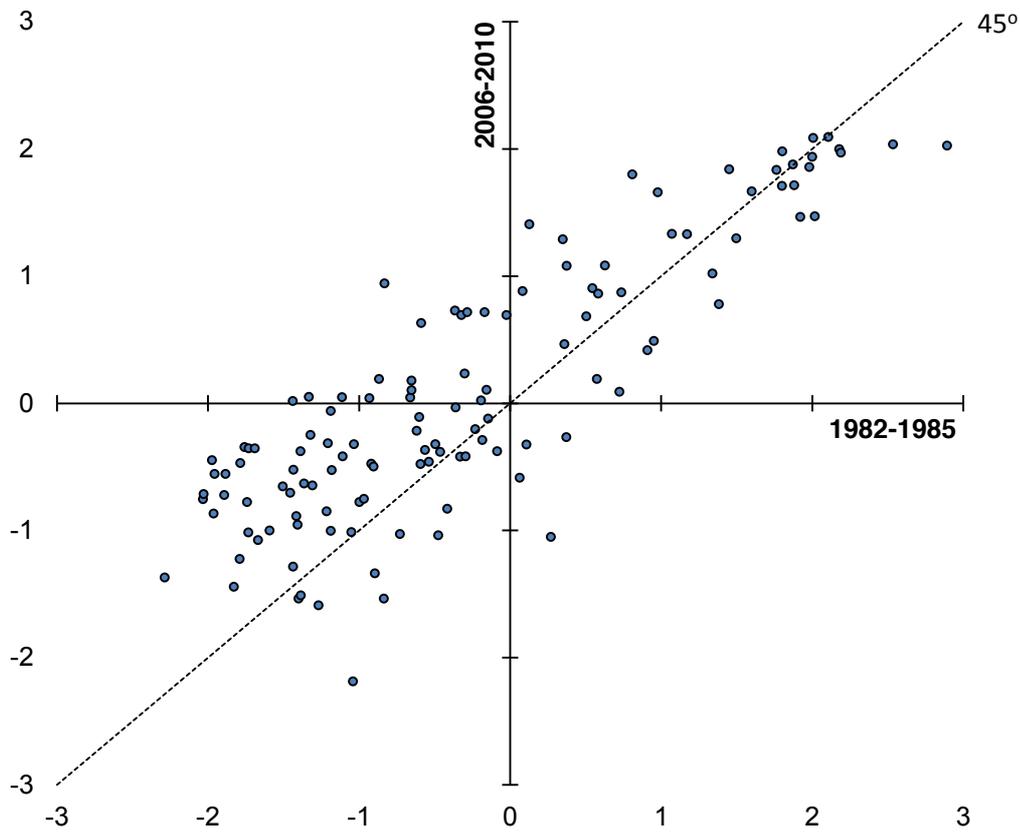
Variável		Média	Desv. Padrão	Min	Max	Observações	
ie	<i>total</i>	-0.11	1.07	-2.69	3.42	N	= 938
	<i>between</i>		0.98	-1.97	2.49	n	= 190
	<i>within</i>		0.34	-1.23	0.86	T-bar	= 4.94
ip	<i>total</i>	-0.13	0.99	-1.82	1.23	N	= 1108
	<i>between</i>		0.92	-1.72	1.19	n	= 197
	<i>within</i>		0.39	-1.93	1.11	T-bar	= 5.62
reg_dur	<i>total</i>	-0.02	0.99	-0.91	5.59	N	= 909
	<i>between</i>		0.91	-0.82	5.50	n	= 165
	<i>within</i>		0.31	-2.30	2.43	T-bar	= 5.51
gini	<i>total</i>	0.37	0.11	0.19	0.60	N	= 338
	<i>between</i>		0.11	0.23	0.59	n	= 84
	<i>within</i>		0.02	0.28	0.44	T-bar	= 4.02
L.yr_sch	<i>total</i>	6.20	3.05	0.04	13.19	N	= 864
	<i>between</i>		2.89	0.66	12.56	n	= 144
	<i>within</i>		1.01	2.82	9.79	T	= 6
L.rgdpe_pop	<i>total</i>	8.39	1.23	5.38	11.45	N	= 942
	<i>between</i>		1.18	5.99	10.85	n	= 165
	<i>within</i>		0.29	7.36	10.63	T-bar	= 5.71

Fonte: elaboração própria.

Ainda assim, quando se comparam os dados do primeiro e do último período da série estendida de instituições econômicas no Gráfico 3.1, o que se vê é um quadro bem diferente do retratado no Gráfico 2.8 (do Capítulo 2) – que faz a comparação entre 1996 e 2010. O Gráfico 3.2 mostra dados muito mais dispersos e distantes da reta de 45° (onde os valores dos dois períodos são iguais). Logo, o que este último gráfico sugere é que, de forma análoga ao que se verificara nos dados de instituições políticas, quando se analisa o período mais longo, houve alterações nas instituições econômicas em parcela importantes dos países.⁵⁰

⁵⁰ O teste de Wilcoxon feito no capítulo anterior indica que, entre 1996 e 2010, há mudanças significativas nas instituições econômicas.

Gráfico 3.2 – Instituições Econômicas (por país) – 1982-1985 vs 2006-2010



Fonte: elaboração própria.

Em relação ao número de observações das variáveis, o que se destaca é a amostra relativamente pequena da variável de desigualdade de renda (gini). O motivo é a dificuldade, detalhada anteriormente, de se obter dados de boa qualidade que sejam comparáveis entre períodos e entre países. Em função de todos os requisitos qualitativos impostos neste trabalho para a seleção das fontes e dos dados, a amostra selecionada ficou consideravelmente menor na comparação com as demais variáveis. Uma implicação direta desta limitação é que, as equações que forem estimadas usando o índice de Gini como variável explicativa terão graus de liberdade menores do que as equações que não a utilizam.

A Tabela 3.2 mostra os coeficientes de correlação entre todas as variáveis selecionadas. No caso das correlações com a variável dependente (dos modelos que serão estimados neste capítulo), o sinal é sempre o esperado e os valores são todos superiores a 0,5. Na mesma tabela, também é possível ver as correlações entre as próprias variáveis explicativas. Os coeficientes de correlação são baixos

apenas entre gini e ip e entre reg_dur e as demais variáveis explicativas (exceto L.rgdpe_pop).

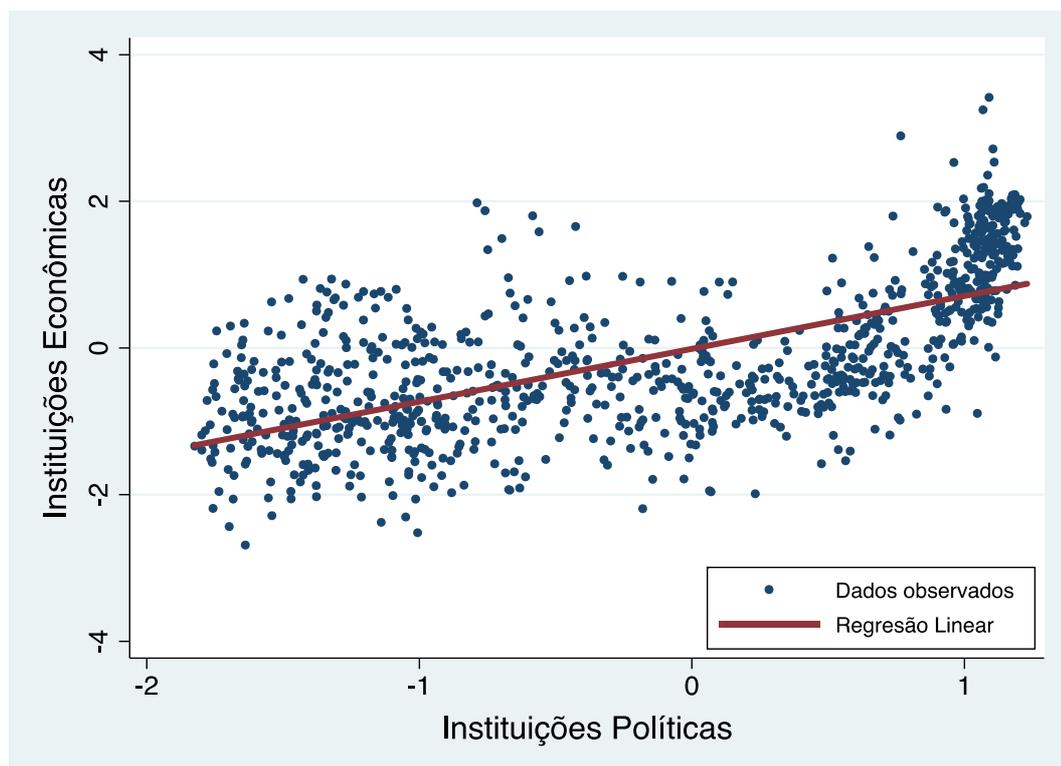
Tabela 3.2 – Coeficiente de correlação entre as variáveis selecionadas

	ie	ip	reg_dur	gini	L.yr_sch	L.rgdpe_pop
ie	1.00					
ip	0.68	1.00				
reg_dur	0.58	0.37	1.00			
gini	-0.57	-0.32	-0.24	1.00		
L.yr_sch	0.63	0.63	0.47	-0.49	1.00	
L.rgdpe_pop	0.82	0.70	0.50	-0.52	0.78	1.00

Fonte: elaboração própria.

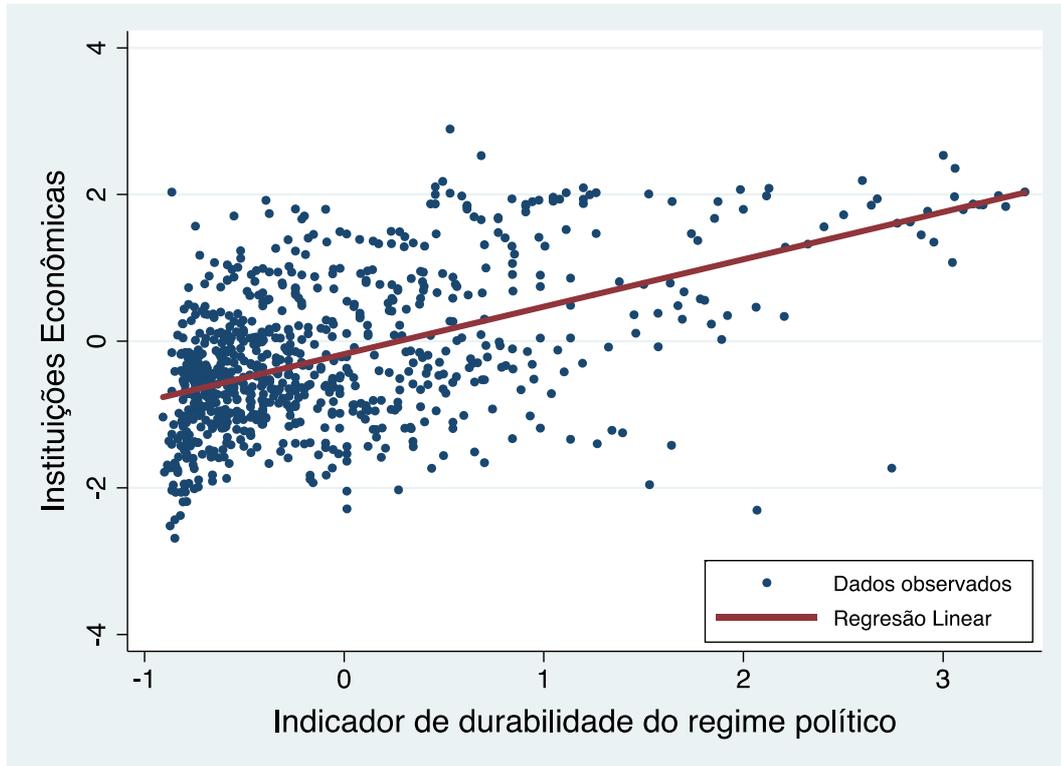
Já os gráficos 3.3 ao 3.7 mostram as relações entre as variáveis explicativas e a variável dependente (ie) por meio da plotagem de todas as observações do painel – portanto, há mais de uma observação por país em cada gráfico. Visualmente, parece haver uma relação consistente entre as variáveis explicativas e a variável dependente (ie). Essa relação só fica menos clara no caso da variável reg_dur.

Gráfico 3.3 – Instituições Políticas e Instituições Econômicas



Fonte: elaboração própria.

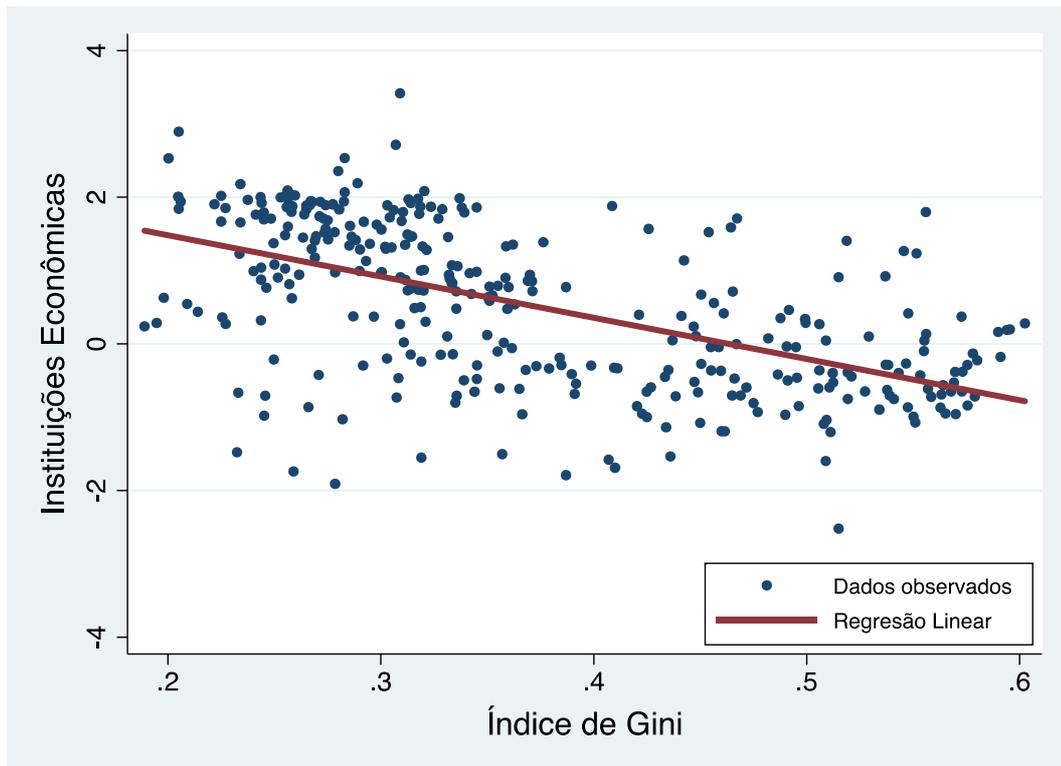
Gráfico 3.4 – Durabilidade do Regime Político e Instituições Econômicas



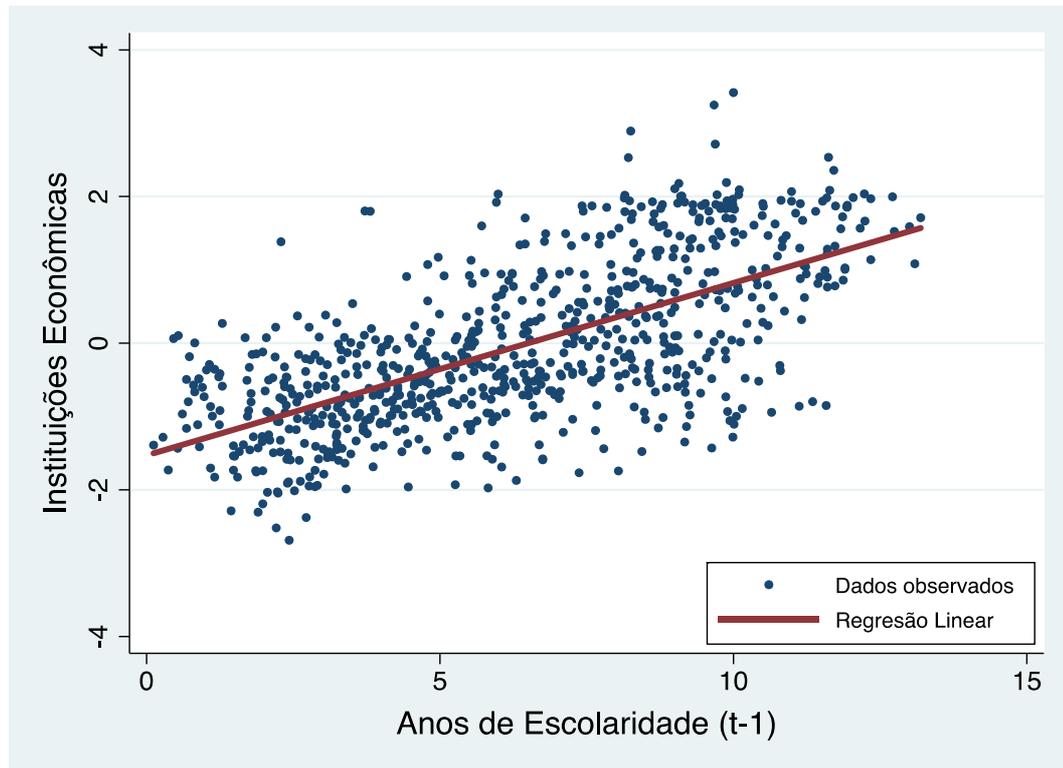
Fonte: elaboração própria.

Nota: foram retiradas deste gráfico, a fim de melhorar a visualização do mesmo, as 12 observações com valores da variável `reg_dur` maiores que 4.

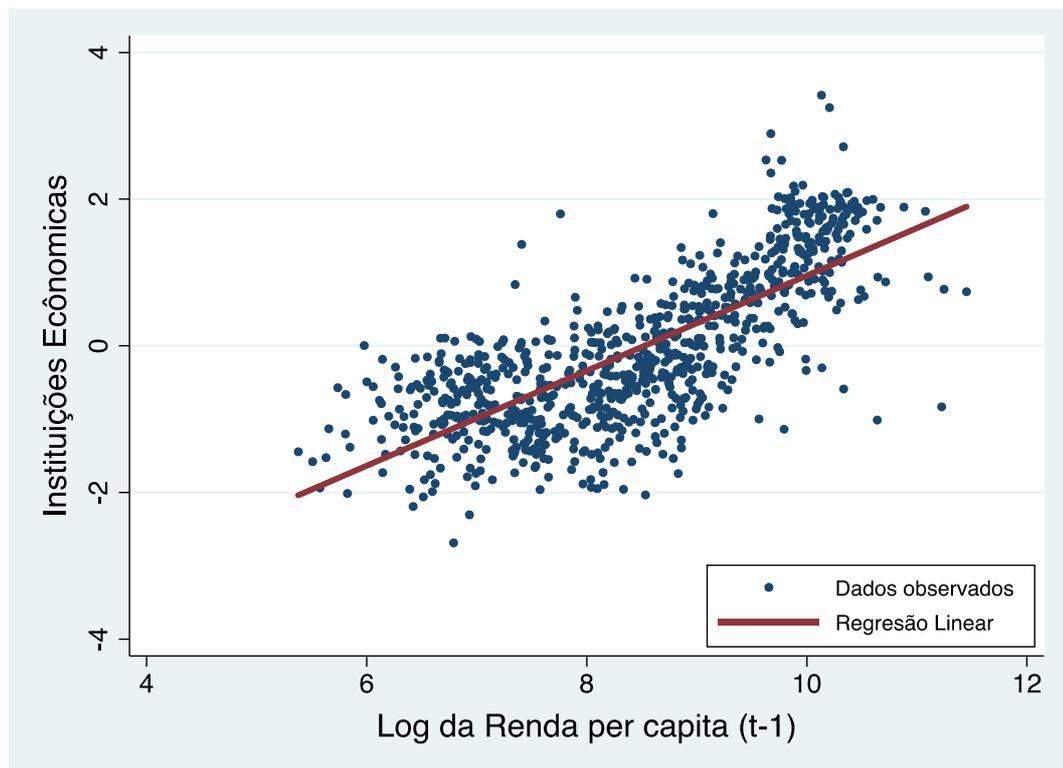
Gráfico 3.5 – Desigualdade de Renda e Instituições Econômicas



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 3.6 – Escolaridade e Instituições Econômicas

Fonte: elaboração própria.

Gráfico 3.7 – Renda per Capita e Instituições Econômicas

Fonte: elaboração própria.

3.5 Análise Econométrica dos Determinantes das Instituições Econômicas

A estatísticas descritivas e os gráficos que relacionaram as variáveis explicativas com a variável dependente (*ie*) mostraram correlações de acordo com o esperado inicialmente. Nesta seção procurar-se-á verificar se essas relações se mantêm quando são estimados modelos econométricos que tratam a questão da endogeneidade e são controlados os efeitos fixos de cada país e os efeitos de período. As metodologias utilizadas são o estimador GMM-DIF e o estimador GMM-SYS, ambos descritos na seção 3.2 – que também explica os testes de especificação.

Como forma de simplificar a visualização dos resultados nas tabelas comparativas entre modelos, adicionaram-se linhas abaixo dos valores das estatísticas de teste de diagnóstico com o p-valor, sendo que:

- no caso do teste Arellano-Bond, a hipótese nula de não auto-correlação, $Cov(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{i,t-k}) = 0$ para $k = 1, 2$, é rejeitada ao nível de 5% se $p < 0,05$. Se ε_{it} não for correlacionado serialmente, espera-se rejeitar quando $k = 1$ e não rejeitar quando $k = 2$;
- no caso do teste de Hansen-Sargan, a estatística de teste com distribuição χ^2 (chi-quadrado) com número de graus de liberdade igual ao número de instrumentos subtraído pelo número de parâmetros a serem estimados. Se a estatística de teste for maior que o valor crítico ao nível de 5% ($p > 0,05$), pode-se inferir que há pelo menos um instrumento inválido (correlacionado com o erro), o que tornaria o estimador inconsistente.

A Tabela 3.3 reporta os resultados econométricos obtidos com o estimador GMM-SYS. Mesmo o modelo (5), no qual a hipótese crucial de não correlação serial dos erros (ε_{it}) não é válida – e que, portanto, deve ser descartado –, foi reportado nesta primeira tabela para que se possam avaliar os grupos de variáveis explicativas que resultaram em modelos válidos (ou não). Porém, para evitar o excesso de informações, os modelos estimados com todas as variáveis simultaneamente, cujos erros também são correlacionados serialmente, não foram inseridos na tabela.

Tabela 3.3 – Resultados econométricos – variável dependente: instituições econômicas (ie)

Variável explicativa	GMM-SYS (1)	GMM-SYS (2)	GMM-SYS (3)	GMM-SYS (4)	GMM-SYS (5)	GMM-SYS (6)	GMM-SYS (7)
L.ie	0.6758*** (0.0618)	0.6185*** (0.0649)	0.6219*** (0.0557)	0.4553*** (0.0639)	0.5032*** (0.0747)	0.4339*** (0.0546)	0.4115*** (0.0730)
L2.ie					-0.1207*** (0.0398)	-0.1215*** (0.0377)	-0.1127*** (0.0488)
ip	0.4560*** (0.0951)	0.3218*** (0.0721)	0.4047*** (0.0834)	0.4199*** (0.0792)	0.4211*** (0.0751)	0.3869*** (0.0829)	0.3015*** (0.0927)
gini	-0.3483** (0.1630)	-1.7108*** (0.4755)	-0.9790*** (0.3252)	-1.2065** (0.5920)			
L.rgdpe_pop		0.0690*** (0.0205)				0.2170*** (0.0598)	
L.yr_sch			0.0360** (0.0161)				0.1447*** (0.0371)
reg_dur				0.2095*** (0.0761)	0.4156*** (0.0988)	0.2101*** (0.0717)	0.2408*** (0.0849)
Observações	289	283	286	275	505	459	447
Países	82	80	80	79	158	145	133
z (p/ k=1)	-3.97	-3.72	-3.93	-3.66	-3.77	-3.47	-2.59
Teste Arellano- Bond	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
z (p/ k=2)	-1.35	-1.45	-1.65	-1.68	-2.10	-1.83	-1.78
p-valor	0.18	0.15	0.10	0.09	0.04	0.07	0.07
Teste Hansen- Sargan	59.28	70.01	69.72	69.20	49.58	49.40	59.18
p-valor	0.13	0.34	0.35	0.37	0.14	0.62	0.26

Fonte: elaboração própria. Ver descrição do estimador GMM-SYS e dos testes de diagnósticos na seção (3.2). Desvios-padrão em parênteses estimados pelo método robusto proposto por Windmeijer (2005). Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Modelos estimados com *dummies* de período e, nos casos dos modelos (4), (6) e (7), também com constante. Abreviações: L = operador de defasagem; ie = instituições econômicas; ip = instituições políticas; gini = índice de Gini; rgdpe_pop = log da renda per capita; yr_sch = anos de escolaridade; reg_dur = índice de durabilidade do regime político.

Os resultados dos modelos estimados por meio do GMM-DIF, Tabela F2 (no Apêndice F), não serão analisados porque os testes Arellano-Bond indicam que seus resíduos são auto-correlacionados. Somente o modelo (1F), não apresenta esse problema. Em função desses resultados e com base nos argumentos citados na seção 3.2, que descreve os procedimentos metodológicos, serão reportados, deste ponto em diante, apenas os modelos estimados por GMM-SYS cujos testes de hipóteses indicam que os resíduos não são correlacionados serialmente – hipótese fundamental para a identificação do modelo.

A escolha do número de defasagens da variável dependente usadas como explicativas, por sua vez, obedeceu ao princípio da parcimônia. Se o teste Arellano-Bond apontasse que os resíduos não fossem auto-correlacionados com o uso de apenas uma defasagem, para evitar a perda de graus de liberdade, optou-se por não ampliar o número de variáveis defasadas. Caso o mesmo teste indicasse a existência de correlação serial dos resíduos, foram utilizadas, no máximo, duas defasagens. Mais do que isso, não seria possível estimar o teste Arellano-Bond para $k=2$.

Quanto aos resultados em si, o primeiro destaque é que todas as variáveis testadas mostraram-se significativas a 1% ou a 5% e todas apresentaram o sinal esperado. Ou seja, as instituições políticas, a renda, a escolaridade e a durabilidade do regime político influenciam positivamente a qualidade das instituições econômicas; enquanto a desigualdade de renda tem influência negativa. A significância da variável dependente defasada comprova a existência de um componente inercial no indicador de instituições econômicas. No entanto, ao se introduzir a variável de durabilidade do regime político, o coeficiente (ou, em alguns modelos, a soma dos coeficientes) da variável dependente defasada se reduz de cerca de 0,6 para 0,46 no modelo (4), com uma defasagem, e 0,3 (soma dos coeficientes das duas defasagens) nos modelos (5) ao (7). Isto indica que o índice de durabilidade do regime político (reg_dur) é uma variável relevante cuja omissão poderia gerar estimativas inconsistentes.

Mais ainda, o valor dos coeficientes de reg_dur e da variável de instituições políticas são aproximadamente iguais (0,42) no modelo (5), sem as demais covariadas ($gini$, $L.rgdpe_pop$ e $L.yr_sch$) – lembrando que ambas as variáveis são normalizadas com

a mesma média e a mesma variância. Já nos modelos (4) e (6) – que contam com as variáveis explicativas *gini* e *L.rgdpe_pop* – o coeficiente de *reg_dur* passa a equivaler a aproximadamente metade do valor do coeficiente de *ip*. Isto é, após introduzir uma das duas variáveis adicionais de controle, desigualdade de renda ou renda per capita, o impacto de um aumento da durabilidade do regime político passa a equivaler à metade do impacto gerado por uma eventual melhora na qualidade das instituições políticas.⁵¹

O próximo passo agora é verificar se os principais resultados analisados anteriormente são robustos. Para isso, primeiramente, são estimados modelos com amostras diferentes de países. Em cada modelo foi retirado um grupo de países com determinadas características em comum, como detalhado no Anexo B. O objetivo é avaliar se os resultados inicialmente reportados são robustos à retirada desses grupos de países.

Na tabela 3.4, encontram-se os modelos estimados com a variável de desigualdade de renda (*gini*) entre as explicativas. O que se nota é que, nos modelos em que os países de baixa renda ou os países do G7 foram retirados das amostras, os coeficientes se mantêm significativos, com o mesmo sinal e com valores similares aos dos modelos com amostras completas. Entretanto, quando se retiram da amostra os países desenvolvidos da OCDE, há alterações importantes nos resultados e os modelos passam a apresentar problemas de correlação serial dos resíduos – de acordo com o teste Arellano-Bond.

Já na tabela 3.5, reportam-se os resultados dos mesmos modelos estimados sem a variável de desigualdade de renda. Neste caso, os resultados mostraram-se robustos mesmo nos modelos estimados sem os países desenvolvidos da OCDE. Um possível explicação para essa maior robustez dos resultados é o aumento da amostra de países após a exclusão da variável de desigualdade – que apresenta a maior limitação em termos amostrais.

⁵¹ Foram estimados modelos com todas as variáveis explicativas conjuntamente, porém, os resultados dos testes Arellano-Bond indicaram a presença e auto-correlação dos resíduos.

Tabela 3.4 – Testes de robustez (estimador GMM-SYS) – modelos com índice de Gini - variável dependente: ie

Variável explicativa	Exclusive países de baixa renda (8)	Exclusive países do G7 (9)	Exclusive desenvolvidos da OCDE (10)	Exclusive países de baixa renda (11)	Exclusive países do G7 (12)	Exclusive desenvolvidos da OCDE (13)	Exclusive países de baixa renda (14)	Exclusive países do G7 (15)	Exclusive desenvolvidos da OCDE (16)
L.ie	0.6167*** (0.0707)	0.6635*** (0.0604)	0.6541 (0.4005)	0.6239*** (0.0606)	0.6398*** (0.0622)	0.5896*** (0.2041)	0.4344*** (0.0709)	0.5035*** (0.0664)	0.5176*** (0.1176)
ip	0.3061*** (0.0774)	0.2916*** (0.0612)	0.2156 (0.4116)	0.3820*** (0.0796)	0.3593*** (0.0723)	0.278 (0.8391)	0.4205*** (0.0712)	0.3892*** (0.0864)	0.3228*** (0.0934)
gini	-1.6947*** (0.5190)	-1.5286*** (0.4433)	-0.7497 (3.9930)	-1.0116*** (0.3229)	-0.9621*** (0.3332)	-0.7661 (0.7677)	-1.5401** (0.7319)	-1.2864* (0.6583)	-0.4687 (0.7061)
L.rgdpe_pop	0.0700*** (0.0216)	0.0598*** (0.0201)	0.0201 (0.1658)						
L.yr_sch				0.0389** (0.0159)	0.0347** (0.0171)	0.0207 (0.0758)			
reg_dur							0.1968*** (0.0668)	0.1952*** (0.0755)	0.1926 (0.1201)
Observações	273	246	147	274	249	149	263	238	147
Países	76	72	48	75	72	48	74	71	49
Teste	-3.62	-3.46	-0.73	-3.86	-3.57	-1.12	-3.59	-3.51	-1.71
z (p/ k=1)	0.00	0.00	0.47	0.00	0.00	0.26	0.00	0.00	0.09
p-valor	-1.40	-1.63	-1.76	-1.60	-1.78	-1.45	-1.63	-1.77	-1.81
Arellano-Bond	0.16	0.10	0.08	0.11	0.08	0.15	0.10	0.08	0.07
p-valor	66.87	59.98	39.09	65.24	60.93	60.93	67.09	63.39	38.74
Teste Hansen- Sargan	0.45	0.51	0.99	0.50	0.65	0.99	0.44	0.57	0.99

Fonte: elaboração própria. Ver descrição do estimador GMM-SYS e dos testes de diagnósticos na seção (3.2). Desvios-padrão em parênteses estimados pelo método robusto proposto por Windmeijer (2005). Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Modelos estimados com *dummies* de período e, nos casos dos modelos (14), (15) e (16), também com constante. Abreviações: L = operador de defasagem; ie = instituições econômicas; ip = instituições políticas; gini = índice de Gini; rgdpe_pop = log da renda per capita; yr_sch = anos de escolaridade; reg_dur = índice de durabilidade do regime político.

Tabela 3.5 – Testes de robustez (estimador GMM-SYS) – modelos sem índice de Gini - variável dependente: ie

Variável explicativa	Exclusive países de baixa renda (17)	Exclusive países do G7 (18)	Exclusive desenvolvidos da OCDE (19)	Exclusive países de baixa renda (20)	Exclusive países do G7 (21)	Exclusive desenvolvidos da OCDE (22)
L.ie	0.4356*** (0.0623)	0.4521*** (0.0560)	0.4625*** (0.0747)	0.5379*** (0.0881)	0.3737*** (0.0746)	0.4552*** (0.0849)
L2.ie	-0.1319** (0.0565)	-0.1186*** (0.0388)	-0.1353*** (0.0472)	-0.1131** (0.0512)	-0.1120** (0.0485)	-0.1027* (0.0551)
ip	0.2856*** (0.0797)	0.3834*** (0.0780)	0.3287*** (0.0842)	0.2008** (0.0784)	0.2999*** (0.0878)	0.2399** (0.0933)
L.rgdpe_pop	0.3211*** (0.0829)	0.2041*** (0.0576)	0.1824** (0.0804)			
L.yr_sch				0.1167*** (0.0378)	0.1401*** (0.0379)	0.1078*** (0.0386)
reg_dur	0.2048** (0.0860)	0.1859** (0.0773)	0.2174* (0.1160)	0.2404*** (0.0793)	0.2782*** (0.0926)	0.2434* (0.1345)
Observações	369	427	350	370	415	338
Países	115	137	115	107	125	103
Teste Arellano- Bond	-3.39 0.00	-3.32 0.00	-2.73 0.01	-3.08 0.00	-2.30 0.02	-2.17 0.03
z (p/ k=1) p-valor						
z (p/ k=2) p-valor	-1.72 0.09	-1.86 0.06	-1.97 0.05	-1.90 0.06	-1.53 0.13	-2.00 0.05
Teste Hansen- Sargan	50.06 0.47	47.62 0.68	51.82 0.52	56.55 0.34	55.76 0.45	62.18 0.24

Fonte: elaboração própria. Ver descrição do estimador GMM-SYS e dos testes de diagnósticos na seção (3.2). Desvios-padrão em parênteses estimados pelo método robusto proposto por Windmeijer (2005). Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Modelos estimados com *dummies* de período e constante. Abreviações: L = operador de defasagem; ie = instituições econômicas; ip = instituições políticas; rgdpe_pop = log da renda per capita; yr_sch = anos de escolaridade; reg_dur = índice de durabilidade do regime político.

Para analisar mais a fundo o comportamento da variável *reg_dur*, levando-se em conta as questões teóricas mencionadas na seção 3.1, são estimados modelos com variáveis de interação entre *reg_dur* e duas variáveis *dummy*. Estas últimas, por sua vez, são definidas de acordo com a distribuição de frequência da variável de instituições políticas (*ip*) – detalhada na Tabela 3.6 – da seguinte forma:

- democracias plenas, variável *dummy dem* = 1 para os países com $ip > 0,90$ (25% maiores valores da amostra);
- autocracias, variável *dummy aut* = 1 para os países com $ip < -1,09$ (25% menores valores da amostra).

• **Tabela 3.6 – Sumário estatístico detalhado da variável *ip***

Percentis		Menor		
1%	-1.75	-1.82		
5%	-1.61	-1.80		
10%	-1.47	-1.80		
25%	-1.09	-1.79	Número de obs	1108
50%	-0.04		Média	-0.13
75%	0.90	1.20		
90%	1.09	1.20	Variância	0.98
95%	1.13	1.22	Skewness	-0.11
99%	1.19	1.23	Curtose	1.48

Fonte: elaboração própria.

Esse critério adotado não é isento de críticas, especialmente, se a discussão for feita levando-se em consideração os conceitos de ciência política. Entretanto, o objetivo aqui não é entrar nesse tipo de discussão conceitual. O que se pretende é apenas avaliar uma possível forma de não linearidade na relação entre as instituições econômicas e duração do regime político. Outro critério também bem simples que poderia ter sido utilizado seria definir as variáveis com base na média (-0,04) e no desvio padrão (0,99), ou seja: $dem = 1$ quando $dem > 0,94$ (média + um desvio padrão) e $aut = 1$ quando $auto < -1,03$ (média - um desvio padrão). Para se avaliar o impacto dessa escolha, foram estimados os mesmos modelos com as duas formas de se definir as *dummies*. Como os valores escolhidos pelos dois critérios são muito parecidos, verificaram-se apenas variações marginais nos valores dos parâmetros. Por isso, optou-se por mostrar apenas os resultados com as *dummies* definidas pelos percentis, de forma análoga ao que se faz em regressões quantílicas.

Os resultados estão sintetizados na tabela 3.7. Todos os modelos foram estimados com as amostras completas de países e por meio do estimador GMM-SYS. A variável *gini* não foi utilizada porque os modelos estimados com esta variável apresentaram problemas de auto-correlação dos resíduos.

Comparando-se o modelo (23) com o (24) e o modelo (26) com o (27), nota-se que as estimações econométricas corroboram a hipótese levantada na no início deste capítulo de que as autocracias com regimes mais duradouros tendem a ter instituições econômicas melhores. Como destacado na seção 3.1, nos regimes autocráticos, o horizonte de tempo em que o governante prevê que irá se manter no poder pode ser determinante para criar incentivos à garantia dos direitos de propriedade e do cumprimento de contratos – uma vez que o detentor do poder poderia auferir mais retorno com a arrecadação de impostos, por exemplo (CLAGUE *et al.*, 1996).

Analisando mais detalhadamente os modelos com a variável de renda per capita (L.rgdpe_pop), observa-se que a introdução da variável de interação aut*reg_dur, os demais coeficiente pouco se alteram. Além disso, no caso dos países autocráticos, o coeficiente total de reg_dur é de 0,5703 (soma dos coeficientes de reg_dur e de aut*reg_dur), o que é mais que o dobro do coeficiente do restante da amostra. Mais ainda, como o coeficiente de aut*reg_dur é positivo e significativo, pode-se inferir que essa diferença entre os coeficientes é significativa. Resultados análogos são obtidos quando comparam os modelos (26) e (27), que utilizam a variável de anos de escolaridade (L.yr_sch) em lugar da variável de renda per capita.

A variável de interação com a *dummy* referente aos países com democracias plenas não se mostraram significativas a 10%. Desta vez, o resultado não corrobora o que foi dito por Clague *et al.* (1996), segundo os quais a durabilidade do regime político democrático seria importante para criar incentivos à garantia do direito de propriedade e do cumprimento de contratos.

Tabela 3.7 – Modelos com dummies de interação (estimador GMM-SYS) – variável dependente: (ie)

Variável explicativa	Amostra completa (23)	Amostra completa (24)	Amostra completa (25)	Amostra completa (26)	Amostra completa (27)	Amostra completa (28)
L.ie	0.4324*** (0.0539)	0.4263*** (0.0552)	0.4431*** (0.0503)	0.4087*** (0.0728)	0.3882*** (0.0758)	0.4198*** (0.0759)
L2.ie	-0.1167*** (0.0368)	-0.0884* (0.0517)	-0.0897* (0.0504)	-0.1067** (0.0461)	(0.0666) (0.0428)	-0.0866** (0.0436)
ip	0.3832*** (0.0832)	0.3157*** (0.0548)	0.3450*** (0.0803)	0.3022*** (0.0905)	0.2418*** (0.0866)	0.3063*** (0.0864)
reg_dur	0.2039*** (0.0726)	0.2127** (0.0867)	0.2169** (0.0943)	0.2379*** (0.0837)	0.1720** (0.0824)	0.2948** (0.1203)
L.rgdpe_pop	0.2174*** (0.0613)	0.2067*** (0.0615)	0.2148*** (0.0495)			
L.yr_sch				0.1427*** (0.0342)	0.1465*** (0.0367)	0.1398*** (0.0341)
aut*reg_dur		0.3576** (0.1427)			0.3759*** (0.1394)	
dem*reg_dur			-0.0305 (0.0960)			-0.1516 (0.1214)
Observações	459	459	459	447	447	447
Países	145	145	145	133	133	133
z (p/ k=1)	-3.40	-2.80	-3.10	-2.58	-2.37	-2.49
Teste Arellano- p-valor	0.00	0.01	0.00	0.01	0.02	0.01
Bond z (p/ k=2)	-1.87	-1.90	-1.86	-1.80	-2.03	-1.72
p-valor	0.06	0.06	0.06	0.07	0.04	0.09
Teste Hansen- chi²	50.22	61.12	59.94	59.28	74.63	76.38
Sargan p-valor	0.66	0.61	0.65	0.32	0.27	0.21

Fonte: elaboração própria. Ver descrição do estimador GMM-SYS e dos testes de diagnósticos na seção (3.2). Desvios-padrão em parênteses estimados pelo método robusto proposto por Windmeijer (2005). Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Modelos estimados com dummies de período e constante. Abreviações: aut = 1 para os países autocráticos e 0 para os demais; dem = 1 para as democracias plenas e 0 para os demais.

3.6 Conclusões do Capítulo

Nas últimas décadas, os estudos sobre a importância das instituições econômicas na determinação das diferenças de renda per capita entre os países vêm ganhando destaque no debate acadêmico. No entanto, poucos estudos se dedicam a analisar os determinantes das próprias instituições. O objetivo deste capítulo foi justamente contribuir com a literatura de desenvolvimento econômico analisando empiricamente quais seriam esses determinantes.

Para isso, estimaram-se modelos dinâmicos com dados em painel por meio de GMM-DIF e GMM-SYS. Grande destaque foi dado para os testes de diagnóstico, especialmente, para o teste que avalia a hipótese crucial de não correlação serial dos erros. Os modelos com esse tipo de problema não foram levados em consideração nas análises de coeficientes.

Os resultados econométricos indicam claramente que as instituições políticas e a durabilidade do regime político afetam positivamente as instituições econômicas. Além disso, os efeitos da durabilidade do regime político parecem ser maiores nas autocracias. Uma possível explicação para isso é que os governos autocráticos que se mantêm no poder por mais tempo podem ter mais incentivos a garantir o direito de propriedade e o cumprimento de contratos. Assim, poderiam auferir mais retorno com o crescimento econômico e o consequente aumento da arrecadação de impostos ao longo do tempo.

A hipótese de que o aumento da escolaridade e da renda poderia resultar em escolhas sociais melhores, em termos de instituições econômicas, e de que a desigualdade de renda tende a ter efeitos negativos foi validada por alguns dos modelos estimados.

Embora as metodologias de estimação e as bases de dados sejam diferentes, o trabalho de Clague *et al.* (1996) obtém resultados similares aos deste capítulo. Entretanto, além dos problemas econométricos mencionados anteriormente, Clague *et al.* (1996) não levam em consideração a importância da educação nem da desigualdade na determinação das instituições econômicas. Além disso, em Clague *et al.* (1996), a variável de qualidade das instituições é binária; logo, os países ou

são tratados como autocracias ou como democracias, não há regime político intermediário nos modelos estimados. Dessa forma, eles não conseguem avaliar os impactos (sobre as instituições econômicas) de melhoras graduais em instituições políticas.

CAPÍTULO 4: IMPORTÂNCIA DAS INSTITUIÇÕES ECONÔMICAS E POLÍTICAS NA DETERMINAÇÃO DA RENDA PER CAPITA

Há uma ampla literatura que indica haver uma relação de causalidade entre a qualidade das instituições econômicas e o nível de renda per capita dos países. A principal abordagem econométrica que esses estudos utilizam são modelos com dados *cross-section* estimados pelo método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS). Suas hipóteses identificadoras baseiam-se, em geral, em fatos históricos longínquos como a colonização do Novo Mundo feita pelos europeus – considerada como uma fonte de variação exógena. Esse tipo de análise pode sugerir que os países ficariam sempre presos às heranças de fatos ocorridos em séculos passados. Entretanto, os dados estimados e as análises feitas no segundo e terceiro capítulos, mostram que as instituições apresentaram variações relevantes nas últimas três décadas. O que se propõe neste capítulo, então, é analisar a influência do comportamento das instituições econômicas e políticas e da educação – outra variável também muito presente no debate sobre diferenciais de renda entre países – sobre a renda per capita dos países nos últimos trinta anos por meio de modelos dinâmicos com dados em painel e instrumentos predeterminados.

Dentre os estudos mais relevantes sobre o tema, destaque deve ser dado a Hall e Jones (1999), que, após uma análise contábil das diferenças de renda per capita entre países - explicadas por diferenças nos níveis de capital físico, capital humano e de produtividade -, testam a hipótese de que a causa fundamental para essas diferenças no longo prazo seria a chamada “infraestrutura social”, conforme denominação dos autores. Como *proxy* para infraestrutura social, Hall e Jones (1999) utilizaram uma combinação de dois índices que medem, respectivamente: a qualidade das instituições econômicas (lei e ordem, qualidade burocrática, corrupção, risco de expropriação e o repúdio do governo a contratos); e o grau de abertura ao comércio internacional. As variáveis instrumentais utilizadas pelos autores são a distância dos países em relação ao equador, a fração da população que fala inglês e a fração da população que fala outras línguas europeias. Essas variáveis seriam uma medida de influências positivas europeias (especialmente, britânicas) sobre as instituições dos países. Porém, esses instrumentos podem não ser válidos, pois é fácil encontrar exemplos que mostram que influências da Europa

Ocidental muitas vezes não resultaram em boas instituições, como no caso da “Costa do Ouro”.

Outra referência importante da literatura sobre instituições é o artigo de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), que usa a hipótese de que países com ambientes com menos risco de doenças mortais receberam um fluxo maior de imigrantes europeus e que, por isso, instituições que promovem a garantia do direito de propriedade foram criadas ainda no período do pacto colonial. Por outro lado, nos países com mais doenças letais para os europeus e com pequeno fluxo de imigrantes europeus, os colonizadores não tinham incentivos para estabelecer regras rígidas de direito de propriedade e, ao contrário, estabeleciam instituições para extrair o máximo de *rent-seeking* das colônias. Dadas essas hipóteses, a estratégia de identificação era de que o índice inicial de mortalidade dos colonizadores não seria correlacionado diretamente com a renda atual, e logo a correlação ocorreria somente por meio das instituições do país. No primeiro estágio da estimativa por 2SLS, os autores acham uma forte relação negativa entre a taxa de mortalidade dos colonizadores e a qualidade das instituições atuais. No segundo estágio, as estimativas indicaram que as instituições apresentam um forte efeito positivo sobre a renda per capita.

Esses trabalhos de Hall e Jones (1999) e de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) inspiraram uma série de outros estudos sobre o tema, alguns aproveitando suas estratégias de identificação, outros contestando essa forma de abordagem sobre o tema. Como destacam Acemoglu e Robinson (2008), para que esse tipo de argumento seja válido, divergências iniciais entre instituições têm de persistir ao longo do tempo. Para validar essa teoria, Acemoglu e Robinson (2008) recorrem a uma análise descritiva histórica na qual mostram que em muitos países onde houve mudanças importantes nas instituições políticas (*de jure*) o comando político efetivo (instituições *de facto*) de lugares como o sul dos EUA e alguns países da América Latina, mesmo após tais mudanças, continuou a trocar de mãos entre as mesmas oligarquias.

Os indicadores agregados estimados anteriormente, por outro lado, permitem inferir que houve mudanças institucionais significativas nas últimas décadas em um número não desprezível de países. Já os modelos econométricos estimados na sequência indicam que melhorias em instituições políticas e aumentos na

durabilidade dos regimes políticos podem melhorar a qualidade das instituições econômicas.

Glaeser *et al.* (2004), por sua vez, criticam a metodologia de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) dizendo que a abordagem utilizada pelos autores não seria capaz de demonstrar corretamente a relação de causalidade entre instituições e renda per capita. O motivo seria que, mesmo que se aceite a visão de que as variáveis propostas por Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) tenham moldado o padrão europeu de colonização, os dados não estariam mostrando se os europeus levaram consigo seu capital humano, suas instituições políticas ou algo mais. Glaeser *et al.* (2004) utilizam-se ainda de análises *cross-section* (controlando para o efeito individual dos países por meio de *dummies*) para mostrar que melhorias na educação antecederiam as melhorias institucionais. Os resultados desse último trabalho indicam também que não há evidências de que boas instituições políticas gerem boas previsões sobre as melhorias subsequentes em termos de anos de escolaridade.

Entretanto, de acordo com Acemoglu *et al.* (2005), esses resultados devem-se à omissão dos efeitos temporais e refletiriam, portanto, as melhorias dos indicadores de educação e de democracia verificadas ao longo dos últimos 35 anos. Ou seja, utilizando-se a terminologia da econometria de dados em painel, o erro de Glaeser *et al.* (2004) seria o de analisar apenas as variações *cross-section* entre educação e instituições políticas (variações *between*) sem explorar as variações ocorridas nos países ao longo do período (variações *within*).

Outros estudos, como Sachs (2003), argumentam que a geografia é que seria mais importante, tendo não apenas efeitos indiretos sobre a renda (por meio das instituições) como também efeitos diretos sobre o nível de renda – por meio, por exemplo, dos efeitos sobre a produtividade, o crescimento populacional, o comércio e o investimento.

Percebe-se, entretanto, certo consenso de que as instituições econômicas afetam positivamente a renda per capita. O mesmo não se pode dizer sobre os efeitos das instituições políticas sobre a renda per capita. Gerring *et al.* (2005) mostram que a grande maioria dos artigos publicados antes de 2004 indica que o efeito líquido da

democracia sobre a performance econômica é negativo ou nulo. Barro (1996), por exemplo, estima um sistema com três equações, onde as variáveis dependentes são a taxa de crescimento do PIB per capita, de 1965-1975, 1975-1985 e 1985-90, e concluem que o efeito das instituições políticas sobre o crescimento econômico é negativo – controlando os efeitos positivos das instituições econômicas, da abertura comercial, do capital humano e os efeitos negativos do consumo do governo. Barro (1996) usa as variáveis defasadas em um período (de cinco anos) como instrumentos. Não há controle para o efeito fixo dos países. Em texto mais recente, Besley e Kudamatsu (2008) mostram, por meio de um modelo teórico e de estudos de casos, que as autocracias podem ser bem-sucedidas em termos de crescimento econômico.

Outros trabalhos, como Rodrik e Wacziarg (2005), Rigobon e Rodrik (2005) e Persson e Tabellini (2006), indicam efeitos da democracia sobre a economia seriam positivos. Segundo Rodrik e Wacziarg (2005), ao contrário do que sugeriam alguns estudos anteriores, a democratização não seria seguida por desempenho econômico ruim, particularmente em países pobres e com diversidade étnica. Rodrik e Wacziarg (2005) utilizam um estimador de efeito fixo para um painel de 1950 a 2000 e até 154 países – sem tratamento para o problema de endogeneidade e sem controlar os efeitos das instituições econômicas.

Persson e Tabellini (2006) também mostram efeitos positivos da democracia sobre o crescimento econômico utilizando uma metodologia bem distinta, modelos probabilísticos *logit* para dados em painel (de 150 países ao longo de 150 anos) estimados com variáveis instrumentais. De acordo com Persson e Tabellini (2006), o “capital democrático” – mensurado pela experiência histórica de uma nação com democracia e pela incidência de democracia na sua vizinhança – reduz a taxa de saída da democracia e aumenta a taxa de saída da autocracia. Nas democracias, um maior estoque de capital democrático estimularia o crescimento econômico de forma indireta, diminuindo a probabilidade de um golpe de estado bem sucedido.⁵²

⁵² Para identificar o efeito da probabilidade de democracia sobre o crescimento, Persson e Tabellini (2006) têm de assumir que o tal capital democrático influencia a disposição dos cidadãos para defender a democracia, mas não tem efeito direto sobre o crescimento.

Rigobon e Rodrik (2005), por sua vez, utilizam um método econométrico pouco usual nesse tipo de estudo, a identificação por heterocedasticidade (*identification through heteroskedasticity*, IH), para estimar um modelo na forma estrutural com as inter-relações entre as instituições econômicas, instituições políticas, abertura comercial e nível de renda per capita. Rigobon e Rodrik (2005) dividem o conjunto de dados em duas sub-amostras: (i) os países que foram colonizados por potências europeias e países que não foram; e (ii) os continentes alinhados em um eixo oriente-ocidente e aqueles alinhados em um eixo norte-sul. Para obter a identificação, exploram-se as diferenças dos desvios-padrões estruturais nestas duas sub-amostras. Os resultados obtidos por esse método sugerem que a democracia e as instituições econômicas influenciam positivamente o nível de renda, mas os impactos destas últimas seriam muito mais fortes. Cabe ressaltar, no entanto, que o método utilizado depende de duas hipóteses de identificação: os parâmetros de interesse seriam idênticos nas diferentes sub-amostras; e seria possível dividir os dados em sub-amostras com diferentes variâncias relativas aos choques estruturais. Para que esta última hipótese seja verdadeira seria preciso que, na primeira forma de divisão da amostra, a colonização tenha sido uma “experiência de homogeneização” que reduzira a variância aos choques. Essa hipótese, porém, parece ser pouco razoável porque a literatura de instituições apresenta evidências de que as distintas formas de colonização geraram resultados econômicos bastante distintos.

Neste capítulo, propõe-se estimar a importância tanto das instituições econômicas e políticas como da educação como determinantes da renda per capita por meio de abordagens econométricas alternativas às utilizadas nos trabalhos citados anteriormente. Serão estimados modelos dinâmicos com dados em painel e instrumentos pré-determinados, sem depender de hipóteses identificadoras baseadas em fatos históricos ocorridos em períodos longínquos. Numa abordagem de 2SLS com dados *cross-section*, a utilização simultânea dessas três variáveis explicativas (educação, instituições econômicas e de instituições políticas) poderia ser inviável devido à dificuldade de se encontrar mais de um instrumento.

Após esta introdução, segue-se uma seção dedicada à definição da base teórica e da estratégia empírica. Na seção subsequente, serão mostradas as bases de dados

e as variáveis de controle que serão utilizadas nos modelos. Em seguida, serão feitas as análises de estatísticas descritivas e, depois, dos modelos econométricos. Por fim, serão feitas as considerações finais do capítulo.

4.1. Base Teórica e Estratégia Empírica

De acordo com North (1990), as instituições afetam a economia por meio de seus efeitos sobre os custos de produção e de comercialização de bens e serviços. Dentre as instituições que são mais relevantes para o desempenho da economia estariam aquelas que garantem o pleno exercício do direito de propriedade e, portanto, reduzem as incertezas quanto ao retorno dos investimentos realizados.

Hall e Jones (1999) afirmam que, pela ótica contábil, diferenças do PIB por trabalhador entre países são causadas por diferenças nos estoques de capital físico e humano por trabalhador e por diferenças em produtividade. No entanto, o determinante primário e fundamental das diferenças entre países do capital e da produtividade no longo prazo seria a chamada “infraestrutura social”, que provém incentivos para indivíduos e firmas na economia. Por infraestrutura social entende-se um indicador agregado com informações sobre as instituições econômicas e o grau de abertura ao comércio internacional. Esses incentivos podem estimular atividades produtivas tais como acumulação de habilidades ou o desenvolvimento de novos produtos e técnicas de produção, ou esses incentivos podem estimular comportamentos predatórios tais como *rent seeking*, corrupção e expropriações.

Barro e Lee (2012), por sua vez, enfatizam a relevância da abundância de pessoas bem-educadas como forma de se aumentar diretamente a produtividade dos trabalhadores e de se ampliar a capacidade de absorção de tecnologia.

Mesmo considerando que as instituições tenham a função de incentivar a acumulação de habilidades pelos trabalhadores, como argumentado por Hall e Jones (1999), também é importante que haja políticas públicas para estimular diretamente o aumento da escolaridade e para dar condições à população de se qualificar. As pessoas mais pobres, por exemplo, dependem da oferta de serviços públicos de educação para se qualificarem adequadamente. O que se argumenta aqui, então, é que não basta que as instituições econômicas estimulem o aumento

da produtividade, é preciso também promover diretamente o aumento da qualificação da mão-de-obra dando à população amplo acesso à educação.

Nesse sentido, mais do que pesquisar qual dessas variáveis (instituições econômicas, instituições políticas ou educação) é a causa fundamental dos diferenciais de renda per capita, o que se pretende é testar todas essas variáveis simultaneamente. Por isso, um indicador de escolaridade criado por Barro e Lee (2012) e os indicadores de qualidade institucional desenvolvidos no segundo capítulo serão usados como variáveis explicativas da renda per capita nos modelos econométricos estimados neste capítulo. A hipótese que será testada é a de que tanto as instituições como a educação têm efeitos positivos diretos sobre o nível de renda per capita.

Após esta definição das principais variáveis de interesse, é preciso especificar a abordagem econométrica. Os estudos focados na relação entre instituições e renda per capita baseiam-se, principalmente, em modelos estimados por 2SLS com dados *cross-section*. Devido à dificuldade de se encontrar mais de um instrumento para esses modelos, o que se faz em geral é utilizar apenas uma variável explicativa endógena – instituições econômicas ou instituições políticas – além de outras variáveis exógenas de controle. Neste capítulo, a serão utilizados modelos de painel dinâmico estimados por GMM-DIF e por GMM-SYS – usando os mesmos procedimentos metodológicos detalhados na seção 3.2 do capítulo anterior. Desta forma, é possível utilizar as três variáveis explicativas simultaneamente, isto é:

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \beta_1 ie_{it} + \beta_2 ip_{it} + \beta_3 yr_sch_{it} + \mathbf{x}'_{it}\beta_4 + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

onde: $i = 1, \dots, N$, refere-se ao país; $t = 2, \dots, T$, refere-se ao período de tempo; y_{it} é a variável dependente (log da renda per capita); $y_{i,t-1}$ é a variável dependente defasada, que é usada como regressor; ie_{it} são as instituições econômicas; ip_{it} são as instituições políticas; yr_sch_{it} são os anos de escolaridade; e \mathbf{x}'_{it} é o vetor com as demais variáveis de controle; α_i são os efeitos invariantes no tempo e específicos para cada país; λ_t são os efeitos específicos do período e invariantes entre países (coeficientes das *dummies* de períodos incluídas entre os regressores); e ε_{it} é o erro da equação.

Uma diferença importante deste tipo de abordagem econométrica (GMM-DIF e GMM-SYS) em relação aos estudos *cross-section* com variáveis instrumentais é a hipótese identificadora dos modelos. Nos modelos estimados aqui, a hipótese identificadora é a de exogeneidade fraca dos regressores, ou seja, as observações das variáveis explicativas com defasagens temporais adicionais não são correlacionadas com o erro do período corrente. Já nos estudos *cross-section* estimados por 2SLS, a hipótese identificadora é a de que as variáveis instrumentais são estritamente exógenas. Por isso, nestes últimos, a identificação é feita aproveitando-se de variações exógenas definidas por fatos históricos, como a colonização pelos europeus (considerado um experimento “quase-natural”) – que encontrou diferentes fatores geográficos ou epidemiológicos nas diferentes regiões do mundo e, por isso, implantou instituições diferentes em cada tipo de país.

Esses modelos de painel dinâmico, como são estimados com as séries em diferença, já controlam pelos efeitos individuais invariantes no tempo – heterogeneidade não observada.⁵³ Ou seja, todas as características específicas dos países e fixas no tempo (pelo menos, no período de análise) já são levadas em consideração. Isso reduz consideravelmente o número de variáveis de controle necessárias para se estimar os modelos – como posição geográfica, origem do arcabouço legal, renda per capita inicial, tipo de colonização, etc. – e diminui a possibilidade de problemas de especificação por omissão de variáveis. Por outro lado, ao contrário dos estudos *cross-section*, esses modelos com dados em painel não permitem distinguir quais dessas características fixas no tempo são significativas na determinação do nível de renda per capita.

A fim de evitar essa limitação, Jacob e Osang (2008) utilizam o método de Hausman e Taylor (1981) para estimar modelos com dados em painel visando justamente estimar os parâmetros das variáveis explicativas invariantes no tempo. Jacob e Osang (2008) estudam os impactos das instituições, da geografia e do comércio internacional sobre o nível de renda per capita. Os resultados indicam que as instituições econômicas têm o impacto mais forte sobre a renda per capita, seguidas de abertura comercial. Já as variáveis geográficas teriam efeitos muito pequenos. O

⁵³ No caso do GMM-SYS, são utilizadas também equações com as variáveis em nível.

estimador Hausman-Taylor, porém, é identificado com base numa hipótese forte de que determinados regressores não são correlacionados com o efeito fixo.

4.2. Fontes de Dados e Variáveis de Controle

A primeira variável descrita a seguir é a renda per capita. Depois, serão definidas as variáveis explicativas de interesse para este trabalho (instituições e educação). Por último, serão definidas as demais variáveis de controle e descritos os motivos pelos quais se escolheram tais variáveis.

Todos os dados são transformados em médias quinquenais, exceto os dados de educação, que são disponibilizados originalmente já com periodicidade quinquenal. Foram formados, então, seis períodos de cinco anos (1981-1985, 1986-1990, 1991-1995, 1996-2000, 2001-2005, 2006-2010).⁵⁴ Apenas a variável dependente, cujas duas primeiras defasagens temporais serão usadas como explicativas, tem um período adicional (1976-1980).

Esse procedimento segue o padrão da literatura de análise *cross-country* de crescimento econômico. Os motivos para isso são que os períodos anuais são muito curtos para se avaliar os efeitos de mudanças estruturais sobre o nível de renda e que não se pretende captar mudanças puramente cíclicas. Não se escolheu um período maior, de 10 anos, por exemplo, porque a amostra ficaria muito reduzida para a realização dos estudos econométricos.

Log da renda per capita (rdgpe_pop)

Os dados da variável dependente são da Penn World Table (PWT 8.0). Esta nova versão da PWT foi lançada por Feenstra, Inklaar e Timmer (2013a) numa parceria entre as universidades da Califórnia (Davis) e de Groningen. Nesta nova versão, foram feitas muitas mudanças que aprimoraram significativamente a qualidade dos dados e a transparência da descrição metodológica.⁵⁵

⁵⁴ Como a série de dados de instituições econômicas inicia-se em 1982, o primeiro período desta variável será de 4 anos.

⁵⁵ No site www.ggd.net/pwt, há uma ampla gama de documentos técnicos, acesso completo à base de dados – inclusive os dados originais dos sistemas de contas nacionais dos países – e um programa de Stata que permite replicar e customizar a PWT.

Como destacado por Feenstra, Inklaar e Timmer (2013b), uma das inovações mais importantes foi feita na forma de estimar as paridade de poder de compra (*purchasing power parities*, PPPs) ao longo dos períodos, usando pesquisas de preços históricas. Agora, utilizam-se todas as informações de referência disponíveis, onde as PPPs podem ser mensuradas diretamente – a tendência nos períodos intermediários é obtida por interpolação usando as taxas de inflação. Até a PWT 7.1, utilizava-se apenas um conjunto de PPPs de referência. Esta alteração, resulta em mudanças nas taxas de crescimento dos países.

A variável indicada por Feenstra, Inklaar e Timmer (2013b) para comparações de níveis de renda entre países e entre períodos é o RGDP^e (*expenditure-side real GDP at chained PPPs*, em milhões de US\$ a preços de 2005). Esta variável procura capturar os padrões de vida relativos usando PPPs que cobrem preços para consumo e investimento (absorção interna), mas não cobre os preços das exportações e importações.⁵⁶ A variável dependente dos modelos, portanto, é definida da seguinte forma:

rdgpe_pop = logaritmo natural do PIB (PPPs em US\$ de 2005) dividido pelo número de habitantes do período.

Instituições econômicas (ie) e de instituições políticas (ip)

A criação do banco de dados de qualidade das instituições políticas e econômicas foi feita no segundo capítulo.⁵⁷ Os dados das instituições econômicas foram estendidas para o período anterior a 1996 da mesma forma que fora feita no capítulo anterior – por meio de um encadeamento dos dados agregados com o indicador médio ponderado de instituições econômicas de 1982 a 1995 da Political Risk Services (PRS).

ie = indicador de qualidade das instituições econômicas;

ip = indicador de qualidade das instituições políticas.

⁵⁶ A outra variável da PWT 8.0 que também pode ser utilizada em estudos de painel é o RDDP^o (*output-side real GDP at chained PPPs*), que é indicado para se comparar a capacidade produtiva relativa entre países e ao longo do tempo.

⁵⁷ Os dados usados neste capítulo foram estimados pelo chamado “método alternativo”, com alpha fixo (média 1996-2010).

Média de anos de escolaridade (yr_sch)

Os dados de educação são de Barro e Lee (2012). A série escolhida é a seguinte:

yr_sch = média de anos de escolaridade alcançados da população com 25 anos ou mais.

Outra variável que poderia ser utilizada seria a participação no PIB dos gastos do governo em educação. Entretanto, esses gastos (melhor classificados como investimentos) dão retorno apenas no longo prazo, fica difícil aferir os efeitos dessa variável sobre a renda. Outra questão é que, na verdade, os efeitos relevantes desses gastos é apenas indireto, por meio de melhoras na escolaridade da população.

Demais Variáveis de Controle

- **Grau de abertura da economia (trade)**

A abertura da economia pode ser uma forma de incentivar o aumento da produtividade por meio da exposição das empresas do país à concorrência internacional. Uma das principais referências sobre abertura das economias, utilizada inclusive por Hall e Jones (1999), é a variável criada por Sachs e Warner (1995), que é uma *dummy* determinada por diversos elementos e cujo período de cobertura é de 1950 a 1992. Uma extensão desses dados foi feita por Wacziarg e Welch (2003), porém o último ano da série estendida é 1999. Mesmo que tivesse disponível para todo o período de necessário para esta tese, esta variável, apesar de contemplar uma ampla gama de informações em sua elaboração, não permite captar oscilações intermediárias entre 0 (país fechado) e 1 (país aberto).

Dados de tarifas alfandegárias, além das limitações quanto à disponibilidade de painéis com números suficientes de países e períodos, não capta o uso de barreiras não alfandegárias. A solução encontrada foi utilizar a participação do comércio exterior de bens e serviços (exportações mais importações) no PIB com base em dados da PWT 8.0:

trade = soma da participação das exportações em PPPs correntes (*cs_h_x*) e da participação (com sinal trocado) das importações em PPPs correntes (*cs_h_m*) no PIB.

- **Participação do consumo do governo no PIB (*cs_h_g*)**

As análises macroeconômicas, em geral, usam dados de alta frequência para estudar os efeitos cíclicos da política fiscal sobre o PIB. Os resultados muitas vezes mostram relações de curto prazo positivas entre os gastos do governo e o nível de atividade. Entretanto, há estudos que mostram que mudanças no nível de consumo do governo podem ter, no longo prazo, efeitos inversos sobre o PIB – os chamados efeitos não-keynesianos. De acordo com Bertola e Drazen (1993), um corte nos gastos do governo, que gere expectativas de gastos e impostos significativamente menores no futuro, pode induzir a uma expansão do consumo privado atual. Giavazzi e Pagano (1995) apresentam o mesmo argumento e mostram ainda que esses efeitos não-keynesianos emergem quando as mudanças de política fiscal são suficientemente grandes e duradouras.

Devido a esse possível efeito de longo prazo da política fiscal, optou-se por adicionar a seguinte variável de controle:

cs_h_g = participação do consumo do governo no PIB em PPPs correntes (PWT 8.0).

4.3. Análise Descritiva e Gráfica

A Tabela 4.1 mostra as estatísticas descritivas das principais variáveis de interesse. O número de períodos (T) pode ser uma fração ($T\text{-bar}$) quando os painéis são desbalanceados. O número de países é dado por “n” e o número total de observações (países e anos) é dado por “N”. As informações apresentadas na Tabela 4.1 permitem também que se analise as magnitudes relativas das variações entre períodos (*within variation*) e das variações entre países (*between variation*). Em todas as variáveis, é possível notar que há mais variação entre os países do que entre períodos. Uma possível consequência desta diferença, é a perda de eficiência na estimação do modelo (CAMERON E TRIVEDI, p. 239, 2009).

Tabela 4.1 – Sumário estatístico dos dados em painel - variações entre períodos (*within*) e entre países (*between*)

Variável	Variação	Média	Desv. Padrão	Min	Max	Observações
rgdpe_pop	<i>total</i>	8.45	1.24	5.38	11.57	N = 1107
	<i>between</i>		1.19	5.98	10.87	n = 165
	<i>within</i>		0.33	7.07	10.57	T-bar = 6.71
ie	<i>total</i>	-0.11	1.07	-2.69	3.42	N = 938
	<i>between</i>		0.98	-1.97	2.49	n = 190
	<i>within</i>		0.34	-1.23	0.86	T-bar = 4.94
ip	<i>total</i>	-0.13	0.99	-1.82	1.23	N = 1108
	<i>between</i>		0.92	-1.72	1.19	n = 197
	<i>within</i>		0.39	-1.93	1.11	T-bar = 5.62
yr_sch	<i>total</i>	6.70	3.04	0.12	13.27	N = 864
	<i>between</i>		2.90	0.93	12.78	n = 144
	<i>within</i>		0.94	2.96	9.21	T = 6.00
csh_g	<i>total</i>	0.21	0.12	0.03	0.93	N = 966
	<i>between</i>		0.10	0.06	0.72	n = 165
	<i>within</i>		0.07	-0.06	0.69	T-bar = 5.85
trade	<i>total</i>	0.57	0.63	0.00	11.06	N = 966
	<i>between</i>		0.53	0.08	4.20	n = 165
	<i>within</i>		0.34	-3.03	7.43	T-bar = 5.85

Fonte: elaboração própria.

Os coeficientes de correlação (Tabela 4.2) mostram que todas essas variáveis, exceto a participação do consumo do governo no PIB (*csh_g*), são positivamente correlacionadas e que os coeficientes mais elevados são entre a variável dependente (*rgdpe_pop*) e as instituições econômicas e entre *rgdpe_pop* e os anos de escolaridade (*yr_sch*).

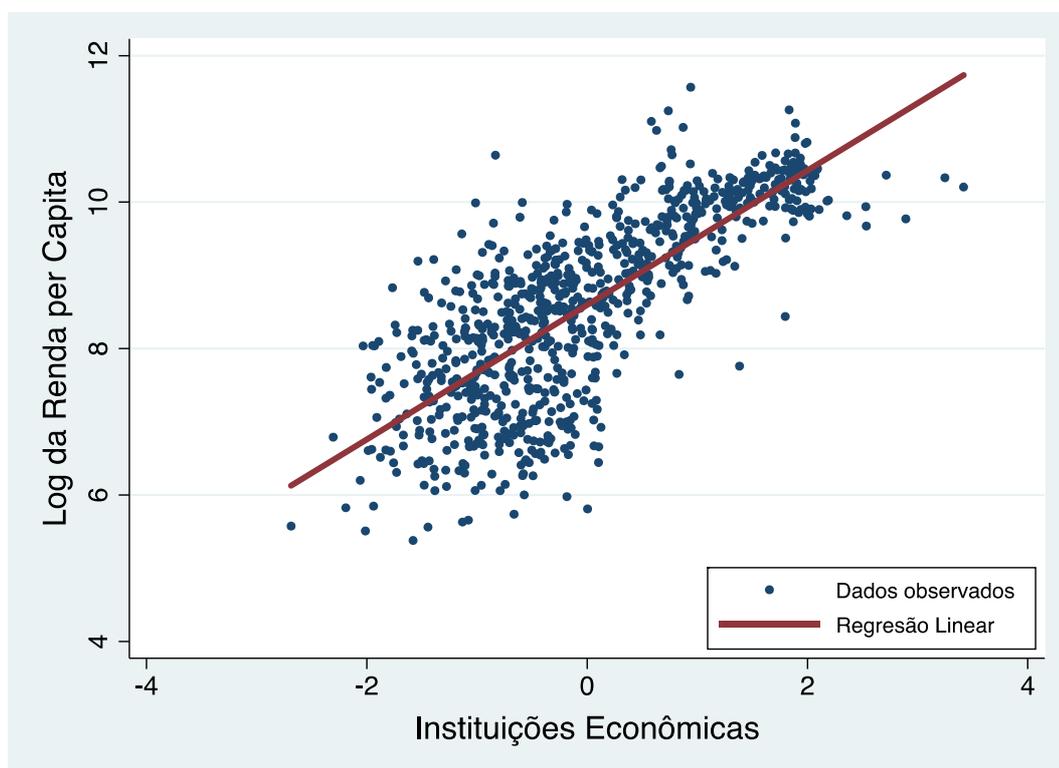
Os gráficos 4.1 a 4.3 é indicam uma clara relação positiva entre as instituições econômicas e a renda per capita e entre os anos de escolaridade e a mesma variável.⁵⁸ Quanto às instituições políticas, essa relação também é positiva, mas não é tão clara visualmente – a dispersão dos dados é muito maior.

⁵⁸ No caso dos gráficos, omitiram-se as demais variáveis de controle.

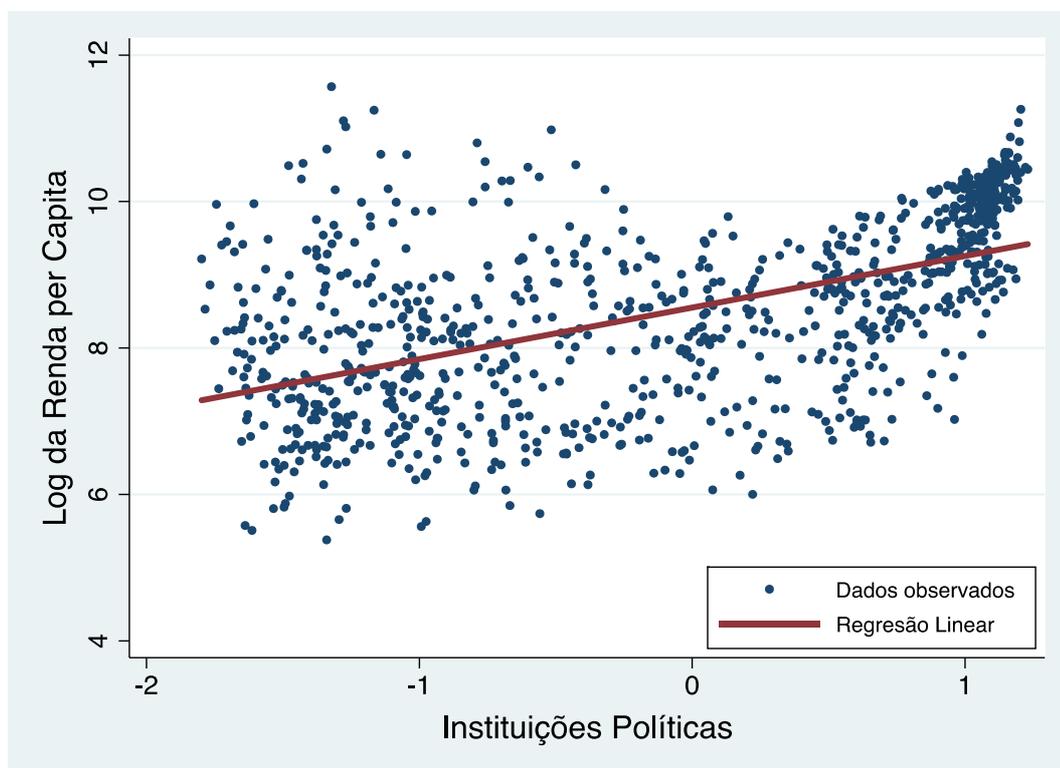
Tabela 4.2 – Coeficiente de correlação entre as variáveis selecionadas

	rgdpe_pop	ie	ip	yr_sch	csh_g	trade
rgdpe_pop	1.00					
ie	0.78	1.00				
ip	0.53	0.65	1.00			
yr_sch	0.78	0.65	0.58	1.00		
csh_g	-0.10	-0.14	-0.06	0.02	1.00	
trade	0.28	0.32	0.17	0.24	0.18	1.00

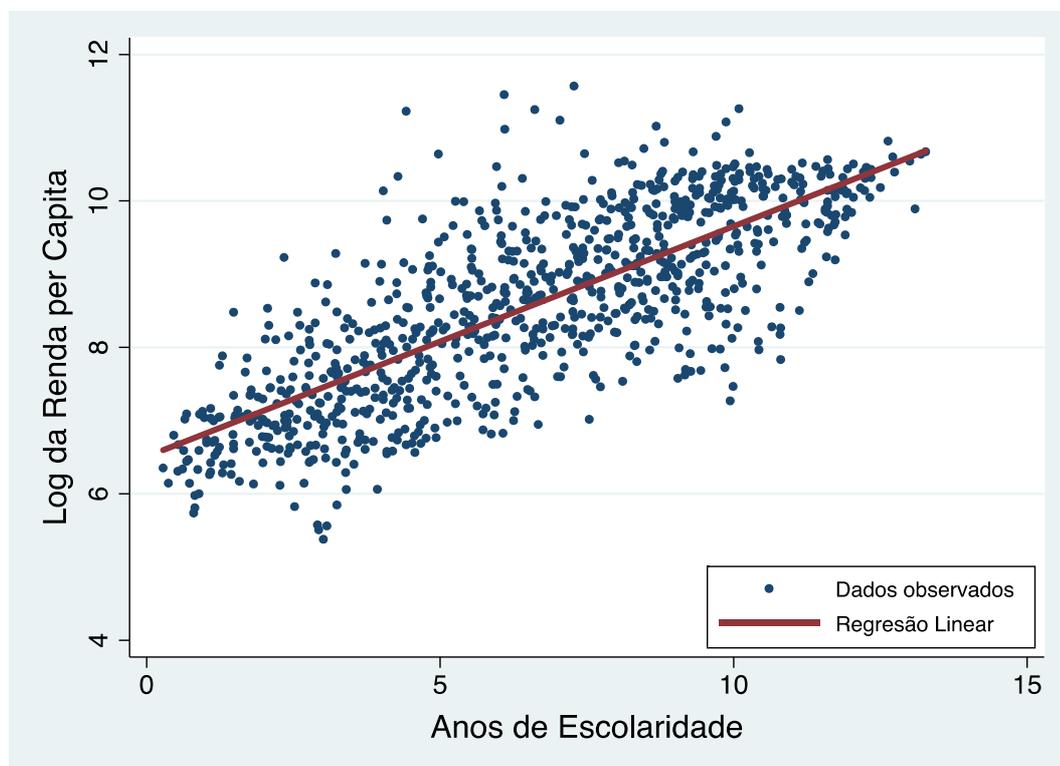
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 4.1 – Instituições Econômicas e Log da Renda Per Capita

Fonte: elaboração própria.

Gráfico 4.2 – Instituições Políticas e Log da Renda Per Capita

Fonte: elaboração própria.

Gráfico 4.3 – Escolaridade e Log da Renda Per Capita

Fonte: elaboração própria.

4.4. Análise Econométrica dos Determinantes da Renda Per Capita

Os resultados dos primeiros modelos estimados estão sintetizados na Tabela 4.3. Os testes de especificação indicam que, em todos os modelos estimados por GMM-SYS, não há problemas de correlação serial dos resíduos e que os instrumentos são válidos. Os modelos estimados por GMM-DIF, entretanto, apresentam problemas nos testes de diagnóstico e, devido ao alto grau de persistência intertemporal das séries de renda per capita, seus coeficientes auto-regressivos parecem estar viesados para baixo. Enquanto as somas dos coeficientes dos dois termos auto-regressivos nos modelos estimados por GMM-DIF variam entre 0.3875 (no modelo 3) e 0.4719 (no modelo 5), nos modelos estimados por GMM-SYS os mesmos coeficientes estão entre 0.7647 (no modelo 6) e 0.7881 (no modelo 4). As simulações de Monte Carlo feitas por Blundell e Bond (1998) mostram resultados análogos.⁵⁹ Há uma indicação, portanto, de que os modelos estimados por GMM-SYS são mais precisos e, por isso, devem ser privilegiados nas análises dos resultados.

Diferentemente de estudos com dados *cross-section* estimados por 2SLS, como em Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), os modelos estimados neste capítulo permitem avaliar simultaneamente os efeitos diretos das instituições econômicas, das instituições políticas e dos anos de escolaridade sobre a renda per capita. O primeiro destaque fica com a confirmação da premissa teórica de que as instituições econômicas teriam relevantes efeitos positivos sobre a renda per capita. As variáveis de anos de escolaridade (*yr_sch*) e de gastos do governo (*csch_g*), nos modelos estimados por GMM-SYS, também apresentam efeitos significativos com 1% de significância e com os sinais esperados. Ou seja, as estimativas corroboram as hipóteses de que quanto maior for a escolaridade e quanto mais baixos forem os gastos governamentais maior tende a ser a renda per capita.

O coeficiente negativo do consumo do governo pode ser atribuído aos efeitos não-keynesianos da política fiscal. Este resultado confirma as análises feitas por Bertola e Drazen (1993) e por Giavazzi e Pagano (1995) – mencionados na seção 4.2. Isto

⁵⁹ As simulações feitas por Blundell e Bond (2008) mostram que, para amostras com $N=100$ e $T=4$, nos modelos AR(1) onde o verdadeiro valor do coeficiente auto-regressivo é 0.8, o coeficiente estimado por GMM-DIF foi 0.4844 e o estimado por GMM-SYS foi 0.8101. Para amostras com $N=200$ e $T=4$, o coeficiente estimado por GMM-DIF foi 0.6362 e o estimado por GMM-SYS foi 0.8050.

é, quando se considera os efeitos de longo prazo da política fiscal, aumentos do consumo do governo tendem a reduzir a renda per capita dos países.

Outro resultado que chama a atenção é o sinal negativo do coeficiente das instituições políticas. Embora possa parecer contra-intuitivo, os estudos que se dedicam analisar a relação entre as instituições políticas e o crescimento econômico (não o nível de renda, como neste trabalho) não obtiveram resultados consensuais – como discutido no início deste capítulo. Este coeficiente negativo não significa, porém, que o aperfeiçoamento das regras do sistema político não tenha efeitos positivos sobre a renda. O que esta estimativa sugere é que, depois de controlados os efeitos das demais variáveis explicativas, o nível de renda per capita é inversamente proporcional à qualidade das instituições políticas. No entanto, é possível que haja efeitos indiretos positivos das instituições políticas sobre a renda, por meio, por exemplo, de melhoras nas instituições econômicas. Aliás, no capítulo anterior, mostrou-se que as instituições políticas têm efeitos positivos e significativos sobre as instituições econômicas.

Uma possível explicação para a relação negativa entre as instituições políticas e a renda per capita pode estar nos efeitos distributivos da democracia. Rodrik (1999) estima que, controlando pela produtividade do trabalho, o nível de renda e outros possíveis determinantes, os efeitos (significativos e robustos) das instituições políticas sobre os salários seriam positivos – as democracias pagariam salários maiores. O próprio autor menciona duas possíveis explicações para esse fenômeno. A primeira hipótese é de que as democracias permitiriam negociações salariais mais benevolentes aos trabalhadores, removendo os obstáculos impostos por regimes autoritários de modo a reprimir os salários. A segunda é de que as democracias introduziriam ineficiências a fim de aumentar os salários – por meio de sindicatos fortes, por exemplo. Se esta segunda explicação estiver correta, os países com democracias mais avançadas tenderiam a ser menos competitivos internacionalmente em função de salários acima dos níveis ótimos.

Tabela 4.3 – Resultados econométricos iniciais – variável dependente: log da renda per capita (rgdpe_pop)

Variável explicativa	GMM-DIF (1)	GMM-SYS (2)	GMM-DIF (3)	GMM-SYS (4)	GMM-DIF (5)	GMM-SYS (6)	GMM-DIF (7)	GMM-SYS (8)
L.rgdpe_pop	0.5980*** (0.1005)	1.0405*** (0.0850)	0.5907*** (0.0880)	1.0820*** (0.0935)	0.6468*** (0.1056)	1.0463*** (0.0942)	0.5904*** (0.1178)	1.1078*** (0.0975)
L2.rgdpe_pop	-0.1539** (0.0741)	-0.2589*** (0.0668)	-0.2032*** (0.0679)	-0.2939*** (0.0784)	-0.1749** (0.0769)	-0.2816*** (0.0710)	-0.1766** (0.0770)	-0.3411*** (0.0756)
ie	0.0983*** (0.0374)	0.1824*** (0.0329)	0.0742*** (0.0268)	0.1969*** (0.0340)	0.0927** (0.0369)	0.1716*** (0.0360)	0.0928*** (0.0314)	0.1854*** (0.0369)
ip	-0.0149 (0.0365)	-0.0836*** (0.0308)	-0.0179 (0.0336)	-0.0880*** (0.0295)	-0.0148 (0.0361)	-0.0741** (0.0348)	0.0102 (0.0392)	-0.0813** (0.0328)
yr_sch	0.0213 (0.0330)	0.0746*** (0.0172)	0.0392 (0.0296)	0.0649*** (0.0180)	0.0247 (0.0350)	0.0906*** (0.0181)	0.0391 (0.0323)	0.0695*** (0.0231)
trade	0.0414* (0.0251)	0.0094 (0.0223)	-0.012 (0.0104)	-0.0308*** (0.0070)				
csh_g	-0.7221*** (0.2633)	-0.7713*** (0.2516)			-0.6776** (0.2779)	-0.6618*** (0.1832)		
Observações	470	603	470	603	470	603	470	603
Países	133	133	133	133	133	133	133	133
z (p/ k=1)	-1.74	-2.41	-1.80	-2.38	-1.87	-2.42	-1.62	-2.45
Teste Arellano- Bond	p-valor 0.08	0.02	0.07	0.02	0.06	0.02	0.11	0.01
	z (p/ k=2)	0.80	1.39	1.43	0.98	1.44	0.94	1.52
	p-valor	0.43	0.17	0.24	0.33	0.15	0.35	0.13
Teste Hansen- Sargan	chi² 0.06	120.82 0.36	81.21 0.05	103.06 0.25	99.41 0.01	104.11 0.22	79.68 0.01	94.54 0.06

Fonte: elaboração própria. Ver descrição dos estimadores e dos testes de diagnósticos no capítulo 3, seção 3.2. Desvios-padrão em parênteses estimados pelo método robusto proposto por Windmeijer (2005). Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Modelos estimados com constante e *dummies* de período. Abreviações: L = operador de defasagem; rgdpe_pop = log da renda per capita; ie = instituições econômicas; ip = instituições políticas; yr_sch = anos de escolaridade; trade = comércio externo/PIB; csh_g = consumo do governo/PIB.

Quanto aos efeitos do grau de abertura comercial sobre a renda, dentre as estimativas feitas por meio do GMM-SYS, apenas no modelo (4), que é estimado sem a variável de anos de escolaridade, o coeficiente é significativo. Além disso, o sinal negativo do coeficiente é o contrário do esperado. Uma questão que pode ter prejudicado a análise é a própria forma de mensuração desta variável. Hall e Jones (1999), como mencionado anteriormente, usam uma variável criada por Sachs e Warner (1995), que é uma *dummy* determinada por diversos elementos e encontram uma relação positiva entre o grau de abertura e a renda. No entanto, esses dados não estão disponíveis para todo o período de análise deste trabalho e a variável estimada por Sachs e Warner (1995) é binária, não permitindo captar oscilações intermediárias entre 0 (país fechado) e 1 (país aberto). Foram testados também modelos alternativos nos quais a variável *trade* – que mede a relação entre comércio exterior total sobre PIB – foi substituída por variáveis que medem apenas as relações das importações ou das exportações como percentuais do PIB. Os resultados (omitidos), porém, foram muito parecidos, não houve qualquer alteração relevante. Outros indicadores de abertura comercial, como tarifa média de importações, também têm problemas de disponibilidade de dados (as séries temporais disponíveis não englobam todo o período) e de mensuração, pois podem retratar tarifas *de jure* bem diferentes das tarifas *de facto*.

A fim de analisar a robustez dos resultados do modelo (sem a variável *trade*), estimaram-se novos modelos, todos estimados por meio do GMM-SYS, cujos resultados estão reunidos na Tabela 4.4. Os mesmos modelos estimados pelo GMM-DIF não foram reportados porque apresentaram problemas de especificação, os erros estão correlacionados serialmente (segundo o teste Arellano-Bond) e pode haver instrumentos inválidos (de acordo com o teste Hansen-Sargan).

Os resultados dos modelos (9), amostra completa, e (10), amostra que exclui os países de baixa renda, da Tabela 4.4 são bastante similares entre si. No entanto, no modelo (10), o coeficiente das instituições políticas fica ainda mais negativo e o coeficiente dos anos de escolaridade fica menor – diferenças não testadas estatisticamente. A questão mais relevante dessas novas estimativas é que, quando se excluem da amostra os dados dos países desenvolvidos (OCDE) ou dos países produtores de petróleo membros da OPEP, o coeficiente das instituições políticas

deixam de ser significativos. Esses resultados indicam que a relação negativa entre instituições políticas e a renda per capita não é robusta e pode estar sendo determinada por fenômenos específicos de pequenos grupos de países com características bem distintas dos demais países da amostra.

Tabela 4.4 – Testes de robustez (estimador GMM-SYS) – variável dependente: log da renda per capita (rgdpe_pop)

Variável explicativa	Amostra completa (9)	Exclusive países de baixa renda (10)	Exclusive desenvolvidos (OCDE) (11)	Exclusive membros da OPEP (12)	
L.rgdpe_pop	1.0463*** (0.0942)	1.0019*** (0.0928)	1.0186*** (0.0979)	1.0719*** (0.0867)	
L2.rgdpe_pop	-0.2816*** (0.0710)	-0.2388*** (0.0613)	-0.2385*** (0.0730)	-0.3051*** (0.0727)	
ie	0.1716*** (0.0360)	0.1881*** (0.0356)	0.2352*** (0.0468)	0.1492*** (0.0360)	
ip	-0.0741** (0.0348)	-0.1038*** (0.0353)	-0.0491 (0.0374)	-0.0117 (0.0361)	
yr_sch	0.0906*** (0.0181)	0.0616*** (0.0181)	0.0832*** (0.0184)	0.0808*** (0.0203)	
csh_g	-0.6618*** (0.1832)	-0.5872*** (0.2211)	-0.5338** (0.2152)	-0.6666*** (0.1844)	
Observações	603	504	451	563	
Países	133	110	101	125	
Teste	z (p/ k=1)	-2.42	-2.16	-2.30	-2.44
	p-valor	0.02	0.03	0.02	0.01
Arellano-Bond	z (p/ k=2)	1.44	1.20	1.36	0.73
	p-valor	0.15	0.23	0.17	0.47
Teste Hansen-Sargan	chi ²	104.11	98.68	92.95	108.63
	p-valor	0.22	0.35	0.51	0.14

Fonte: elaboração própria. Ver descrição dos estimadores e dos testes de diagnósticos no capítulo 3, seção 3.2. Desvios-padrão em parênteses estimados pelo método robusto proposto por Windmeijer (2005). Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Modelos estimados com constante e *dummies* de período. Abreviações: L = operador de defasagem; rgdpe_pop = log da renda per capita; ie = instituições econômicas; ip = instituições políticas; yr_sch = anos de escolaridade; trade = comércio externo/PIB; csh_g = consumo do governo/PIB.

Os mesmos modelos foram estimados retirando-se da amostra os países de baixa renda ou os países de renda alta, porém, no lugar de usar a definição de nível de renda do Banco Mundial (Anexo B), foram excluídos das amostras os países 5% e 10% mais pobres e mais ricos – de acordo com os dados de renda per capita da PWT 8.0. Como mostrado na tabela G1, Apêndice G, os resultados foram similares aos mostrados na tabela 4.4.

Por último, a fim de se analisar melhor os resultados referentes ao sinal negativo das instituições políticas, foram estimados novos modelos (tabela 4.5) com variáveis de interação entre *ip* e duas variáveis *dummy* representando grupos de países, sendo:

- $li = 1$ para países de baixa renda, de acordo com a definição do Banco Mundial, e igual a 0 para os demais países;
- $hioecd = 1$ para países de alta renda da OCDE, de acordo com a definição do Banco Mundial, e igual a 0 para os demais países;
- $opec = 1$ para os países da OPEP e igual a 0 para os demais.

Os resultados dos modelos da tabela 4.5 vão ao encontro da hipótese de que a relação negativa entre instituições políticas e renda per capita deve-se apenas aos países desenvolvidos (OCDE) e aos países da OPEP. Quando se incluem as variáveis de interação com *dummies* para esses países separadamente, modelos (14) e (15), ou conjuntamente, modelo (16), a relação negativa mostra-se significativa, mas o coeficiente de *ip* (sem interação com *dummy*) deixa de ser relevante. Por outro lado, o modelo (13) mostra uma relação positiva entre a variável de interação de *ip* com a *dummy* para os países pobres – embora o coeficiente de *ip* continue negativo. Uma possível interpretação destes últimos resultados é que, em países de baixa renda, uma melhora nas instituições políticas tende a ter efeitos diretos positivos sobre a renda – lembrando que o coeficiente líquido das instituições políticas para esses países fica em 0,07. Já nos países desenvolvidos, uma possível explicação, já mencionada neste capítulo, é que as democracias avançadas (com maior participação política de sindicatos) introduziriam ineficiências a fim de aumentar os salários. Os países da OPEP, por sua vez, apresentam dinâmicas macroeconômicas muito distintas em relação aos demais devido à preponderância do setor de extração de petróleo.

Tabela 4.5 – Modelos com *dummies* de interação (estimador GMM-SYS) – variável dependente: log da renda per capita (rgdpe_pop)

Variável explicativa	Amostra completa (13)	Amostra completa (14)	Amostra completa (15)	Amostra completa (16)	
L.rgdpe_pop	1.0038*** (0.0900)	1.0421*** (0.0860)	1.0237*** (0.0761)	1.0378*** (0.0756)	
L2.rgdpe_pop	-0.2297*** (0.0773)	-0.2538*** (0.0650)	-0.3033*** (0.0721)	-0.2969*** (0.0724)	
ie	0.2000*** (0.0361)	0.1953*** (0.0337)	0.1752*** (0.0428)	0.1929*** (0.0378)	
ip	-0.1037*** (0.0393)	-0.0513 (0.0347)	-0.0377 (0.0358)	-0.0155 (0.0381)	
yr_sch	0.0725*** (0.0136)	0.0827*** (0.0148)	0.0960*** (0.0210)	0.0883*** (0.0181)	
csh_g	-0.5915*** (0.2049)	-0.6266*** (0.1770)	-0.7443*** (0.1955)	-0.7453*** (0.2034)	
li*ip	0.1737** (0.0745)				
hioecd*ip		-0.1691** (0.0657)		-0.1415** (0.0687)	
opec*ip			-0.3290*** (0.1117)	-0.3058*** (0.1097)	
Observações	598	598	598	598	
Países	132	132	132	132	
Teste	z (p/ k=1)	-2.32	-2.41	-2.47	-2.49
	p-valor	0.02	0.02	0.01	0.01
Arellano-Bond	z (p/ k=2)	1.09	1.27	1.35	1.23
	p-valor	0.27	0.21	0.18	0.22
Teste Hansen-Sargan	chi ²	119.39	115.11	111.58	123.52
	p-valor	0.30	0.40	0.49	0.64

Fonte: elaboração própria. Ver descrição dos estimadores e dos testes de diagnósticos no capítulo 3, seção 3.2. Desvios-padrão em parênteses estimados pelo método robusto proposto por Windmeijer (2005). Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Modelos estimados com constante e *dummies* de período. Abreviações: L = operador de defasagem; rgdpe_pop = log da renda per capita; ie = instituições econômicas; ip = instituições políticas; yr_sch = anos de escolaridade; csh_g = consumo do governo/PIB; li = *dummy* para os países de renda baixa; hioecd = *dummy* para os países de alta renda da OCDE; opec = *dummy* para os países membros da OPEP.

4.5. Conclusões do Capítulo

Neste capítulo, assumiu-se teoricamente que tanto as instituições (políticas e econômicas) como a educação poderiam ter efeitos positivos diretos sobre o nível de renda per capita. Em seguida, esta hipótese teórica foi testada por meio de modelos dinâmicos com dados em painel. O estimador GMM-SYS permitiu que se

analisassem conjuntamente todas as variáveis de interesse, diferentemente do que é feito na maioria dos estudos citados anteriormente.

Os resultados estimados indicam que, conforme esperado, as instituições econômicas e os anos de escolaridade têm efeitos significativos e positivos sobre a renda per capita. Os efeitos negativos (não-keynesianos) dos gastos governamentais, também se mostraram significativos nos modelos estimados. Por outro lado, os efeitos diretos das instituições políticas sobre a renda – após controlar pelos efeitos das demais variáveis explicativas – revelaram-se negativos, mas não robustos a pequenas alterações da amostra de países. Ainda assim, as instituições políticas podem ter efeitos positivos indiretos sobre a renda por meio de sua influência na determinação das instituições econômicas – como mostrado no capítulo anterior.

Essa relação entre instituições políticas e renda per capita foram analisadas também modelos alternativos com diferentes grupos de amostras e variáveis de interação. Os resultados dessas estimativas indicam que as melhoras nas regras políticas (que tornam mais democráticos) tendem a melhorar o nível de renda per capita dos países mais pobres. O contrário se verifica nos países desenvolvidos e nos grandes produtores de petróleo.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A discussão sobre importância das instituições na determinação do nível de desenvolvimento econômico dos países vem ganhando destaque nas últimas décadas, mas ainda há questões que têm de ser mais bem estudadas. Esta tese procurou contribuir com a literatura desenvolvendo novos indicadores agregados de instituições; analisando os determinantes das instituições econômicas; e, por último, utilizando uma abordagem econométrica diferente do padrão nessa literatura para se analisar simultaneamente os efeitos diretos das instituições econômicas, das instituições políticas e da educação sobre a renda per capita.

No primeiro capítulo foi feita uma revisão de literatura com o objetivo de sintetizar os recentes desenvolvimentos teóricos e, principalmente, empíricos sobre a relação entre instituições e desenvolvimento econômico.

No segundo capítulo, foram estimados novos indicadores agregados de instituições políticas e de instituições econômicas. Para isso, primeiro, foi preciso fazer uma ampla busca e seleção de fontes de dados e de variáveis que atendessem a uma série de critérios previamente definidos – como compatibilidade conceitual, representatividade, confiabilidade da fonte e abrangência temporal. Em seguida, definiram-se as metodologias que seriam utilizadas para agregar corretamente os dados das fontes escolhidas, levando em consideração as diferenças de padrão de pontuação e os níveis de incerteza associados a cada fonte de dados.

As primeiras estimativas foram feitas com base num UCM desenvolvido pelo Banco Mundial. Com isso, foi possível estimar indicadores agregados e intervalos de confiança para cada indicador/país/ano. Esses intervalos de confiança permitiram fazer inferências sobre as diferenças entre países e entre períodos. Entretanto, uma fragilidade desse modelo original, a fixação de médias globais iguais a zero em todos os períodos, mostrou-se problemática para alguns dos indicadores estimados neste trabalho. Em casos de tendência global significativa de piora ou melhora, como se observou nas instituições políticas no período de 1981 e o final da década de 1990, as comparações intertemporais ficam bastante prejudicadas.

Com base em comparações com as estimativas feitas pelo método alternativo proposto por este trabalho ficou claro que, quando há tendências nítidas de melhora ou de piora das médias globais das instituições, as análises por país entre períodos com base nos dados estimados diretamente pelo UCM ficam comprometidas. Para se aproveitar os parâmetros estimados sem que houvesse problemas nas comparações entre períodos, o método alternativo proposto neste trabalho mostrou-se uma boa alternativa.

No terceiro capítulo, procurou-se contribuir com a literatura de desenvolvimento econômico analisando empiricamente quais seriam os determinantes das próprias instituições econômicas. Os resultados econométricos indicam claramente que as instituições políticas afetam positivamente as instituições econômicas. Os resultados sugerem também que os países com regimes políticos mais duráveis, especialmente as autocracias, tendem a ter instituições econômicas melhores. Uma possível explicação para isso é que os governos autocráticos que se mantêm no poder por mais tempo podem ter incentivos a garantir o direito de propriedade e o cumprimento de contratos – porque poderiam aferir mais retorno com o crescimento econômico e o conseqüente aumento da arrecadação de impostos ao longo do tempo. Outro resultado interessante é que o aumento da escolaridade pode resultar em escolhas melhores em termos de instituições econômicas.

No último capítulo, assumiu-se teoricamente que tanto as instituições (políticas e econômicas) como a educação poderiam ter efeitos positivos diretos sobre o nível de renda per capita. Em seguida, esta hipótese teórica foi testada por meio de modelos dinâmicos com dados em painel. Estes métodos permitiram que se analisassem conjuntamente todas as variáveis de interesse, diferentemente do que é feito na maioria dos estudos citados anteriormente.

Os resultados indicam que, conforme esperado, as instituições econômicas e os anos de escolaridade têm efeitos significativos e positivos sobre a renda per capita. Os efeitos negativos (não-keynesianos) dos gastos governamentais, também se mostraram significativos nos modelos estimados. Por outro lado, os efeitos diretos das instituições políticas – após controlar pelos efeitos das demais variáveis explicativas – sobre a renda revelaram-se negativos, mas não robustos a pequenas alterações da amostra de países. Ainda assim, as instituições políticas podem ter

efeitos positivos indiretos sobre a renda por meio de sua influência na determinação das instituições econômicas – como mostrado no capítulo anterior.

Essa relação entre instituições políticas e renda per capita foram analisadas também modelos alternativos com diferentes grupos de amostras e variáveis de interação. Os resultados dessas estimativas indicam que as melhoras nas regras políticas (que tornam mais democráticos) tendem a melhorar o nível de renda per capita dos países mais pobres. O contrário se verifica nos países desenvolvidos e nos grandes produtores de petróleo.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D. *Introduction to modern economic growth*. Princeton: Princeton University Press, 2009.

ACEMOGLU, D. *et al.* Economic and political inequality in development: the case of Cundinamarca, Colombia. In: HELPMAN, E. (ed.) *Institutions and Economic Performance*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2008. p. 181–245.

ACEMOGLU, D. *et al.* Income and growth. *The American Economic Review*, v. 98, n. 3, p.808-842, 2008.

ACEMOGLU, D. *et al.* From Education to Democracy? *The American Economic Review*, v. 95, n. 2, p.44-49, 2005.

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. Institutions as the fundamental cause of long-run growth. In: AGHION, P., DURLAUF, S. (ed.) *Handbook of Economic Growth*. North-Holland, 2005. Cap. 6, p.385-472.

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. Reversal of fortune: geography and institutions in the making of the modern world income distribution. *The Quarterly Journal of Economics*. v. 117, p.1231–94, 2002.

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. The colonial origins of comparative development: an empirical investigation. *The American Economic Review*. v. 91, n. 5, p.1369-1401, 2001.

ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. Persistence of power, elits and institutions. *The American Economic Review*, v.98, n.1, p. 267–293, 2008a.

ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. The Persistence and Change of Institutions in the Americas. *Southern Economic Journal*, v.75, n.2, p. 282–299, 2008b.

ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J.; VERDIER, T. Kleptocracy and divide-and-rule. *Journal of the European Economic Association*, v.2, p.162–192, April–May 2004.

AGHION, P.; HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, v. 60, n. 2, p. 323–351, 1992.

ARELLANO, M. *Panel data econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 2003.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v.58, n.2, p. 277–297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*. v. 68, p. 29-51, 1995.

BARRO, R. Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*. n. 5, p. 5-32, 2000.

BARRO, R. J. Democracy and growth. *Journal of Economic Growth*, v. 1, n. 1, 1996, p. 1-27.

BARRO, R.J., LEE, J.W., A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010, *Journal of Development Economics*, 2012 (forthcoming).

BARNEJEE, A. V.; DUFLO, E. Inequality and growth: what can the data say. *Journal of Economic Growth*. n. 8, p. 267-299, 2003.

BERTOLA, G.; DRAZEN, A. Trigger points and budget cuts - explaining the effects of fiscal austerity. *The American Economic Review*, v. 83, n. 1, p. 11-26, 1993.

BESLEY, T.; KUDAMATSU, M. Making autocracy work. In: HELPMAN, E. (ed.) *Institutions and Economic Performance*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2008. p. 452–510.

BINDER, M.; HSIAO, C.; PESARAN, M. H. Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration. *Econometric Theory*, v. 21, p. 795–837, 2005.

BOND, S. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, v. 1, p. 141-162, 2002.

BORNER, S.; BODMER, F.; KOBLE, M. *Institutional efficiency and its determinants – the role of political factors in economic growth*. Paris: OECD, 2004.

BOND, S.; HOEFLER, A.; TEMPLE, J. *GMM Estimation of Empirical Growth Models*. London: Centre for Economic Policy Research (CEPR), 2001. (CEPR Discussion Paper 3048)

BOND, S.; NAUGES, C.; WINDMEIJER, F. Unit roots and identification in autoregressive panel data models: a comparison of alternative tests. In: *10th International Conference on Panel Data*, Berlim, 2002. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/cpd/2002/67_Nauges.pdf>. Acesso em 28/07/2013.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998.

CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. *Microeconometrics using Stata*. College Station, Texas: Stata Press, 2009.

CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. *Microeconometrics: methods and applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.

CASS, D. Optimum growth in an aggregate model of capital accumulation. *Review of Economic Studies*, v.32, p.233-240, 1965.

CLAGUE, C. *et al.* Property and contract rights in autocracies and democracies. *Journal of Economic Growth*. v. 1, p. 243-276, jun. 1996.

COPPEDGE, M.; ALVAREZ, A.; MALDONADO, C. Two Persistent Dimensions of Democracy: Contestation and Inclusiveness. *The Journal of Politics*, v.70, n.3, jul 2008, p.632–647.

DAHL, R. A. *Polyarchy: participation and opposition*. New Haven: Yale University Press, 1971. 267p.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. A New Data Set Measuring Income Inequality. *World Bank Economic Review*. n. 10, v. 3, p. 565-591, 1996.

ENGERMAN, S. L.; SOKOLOFF, K. L. Factor endowments, institutions, and differential paths of growth among New World economies: a view from economic historians of the United States. In: HARBER, S. (ed.) *How Latin America Fell Behind*. Stanford, CA: Stanford Univ. Press, p. 260–304, 1997.

ENGERMAN, S. L.; SOKOLOFF, K. L. *Factor endowments, inequality, and paths of development among New World economies*. Cambridge: NBER, 2002. (Work. Pap. 9259).

ENGERMAN, S. L.; SOKOLOFF, K. L. Debating the role of institutions and economic development: theory, history and findings. *Annual Review of Political Science*, v.11, p.119-135, 2008.

EASTERLY, W.; LEVINE, R. Tropics, germs, and crops: how endowments influence economic development. *Journal of Monetary Economics*, v.50, p. 3–39, 2003.

FEENSTRA, R. C.; INKLAAR, R.; TIMMER, M. P. *The next generation of the Penn World Table*, 2013a. Disponível em: <www.ggdc.net/pwt>, acessado em 05/07/2013.

FEENSTRA, R. C.; INKLAAR, R.; TIMMER, M. P. *PWT 8.0 – a user guide*, 2013b. Disponível em: <www.ggdc.net/pwt>, acessado em 05/07/2013.

GERRING, J. *et al.* Democracy and economic growth - a historical perspective. *World Politics*, v. 57, n. 3, p. 323-364, 2005.

GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. *Non-keynesian effects of fiscal policy changes: international evidence and Swedish experience*. Cambridge, MA: National Bureau Of Economic Research, 1995. (Working Paper 5332)

GIBNEY, M.; CORNETT, L.; WOOD, R. *Political Terror Scale 1976-2010*. 2011. Disponível em: <<http://www.politicalterror scale.org>>. Acesso em 12 jul. 2011.

GLAESER, E. L. *et al.* Do institutions cause growth? *Journal of Economic Growth*, v.9, p. 271-303, 2004.

GURAKAR, E. Ç.; KOKSAL, E. Political institutions and persistence or change in economic institutions: comparative analysis of Iran and Turkey. *Economic Research Forum (ERF) 17th Annual Conference: Politics and Economic Development*. Antalya: ERF, 2011.

HALL, R. E.; JONES, C. I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics*, v.114, n.1, fev. 1999, p.83-116.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p.1029-1054, jul. 1982.

HAUSMAN, J. A.; TAYLOR, W. E. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, v. 49, n. 6, p. 1377-1398, 1981.

HOWELL, L. D. (Ed.) *The Handbook of Country and Political Risk Analysis*. 4. ed. New York: The PRS Group, 2007.

JACOB, J.; OSANG, T. *Institutions, geography and trade: a panel data study*. Dallas: Department of Economics, Southern Methodist University, 2008. (Working Paper, n. 0706)

KAUFMANN, D.; KRAAY, A. *Governance indicators: where are we, where should we be going?*. Washington, D.C.: The World Bank, 2008. 43p. (Policy Research Working Paper, 4370)

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. *Governance matters IV: governance indicators for 1996-2004*. Washington, D.C.: The World Bank, 2005. 135p. (Policy Research Working Paper, 3630)

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. *Governance matters VI: aggregate and individual governance indicators 1996-2006*. Washington, D.C.: The World Bank, 2009. 103p. (Policy Research Working Paper, 4280)

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. *Governance matters VIII: aggregate and individual governance indicators 1996-2008*. Washington, D.C.: The World Bank, 2009. 103p. (Policy Research Working Paper, 4978)

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. *The worldwide governance indicators: methodology and analytical issues*. Washington, D.C.: The World Bank, 2010. 29p. (Policy Research Working Paper, 5430)

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; ZOIDO-LOBATÓN, P. *Aggregating governance indicators*. Washington, D.C.: The World Bank, 1999. 39p. (Policy Research Working Paper, 2195)

KNACK, S.; KEEFER, P. Institutions and economic performance: cross country test using alternative institutional measures. *Economics and Politics*, v.7, n.3, Nov. 1995, p.207-227.

KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth, In: *The Economic Approach to Development Planning*. Amsterdam: North-Holland, 1965.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Legal determinants of external finance. *Journal of Finance*, v.52, p.1131-50, 1997.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Law and finance. *Journal of Political Economy*, v.106, n.6, p.1113-55, Dec. 1998.

LOWRY, R. *The Wilcoxon signed-rank test. Concepts and Applications of Inferential Statistics*. Poughkeepsie, NY: Vassar College, 2013. Disponível em: <<http://vassarstats.net/textbook/index.html>>.

MARSHALL, M.G.; GURR, T.R.; JAGGERS, K. *Polity VI Project, political regime characteristics and transitions, 1800-2009: dataset user's manual*. Center for Systemic Peace: Vienna, VA, 2010. 84p.

MAURO, P. Corruption and growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v.110, n.3, p. 681-712, Aug. 1995

MARSHALL, M.G.; GURR, T.R.; JAGGERS, K. *Polity VI Project, political regime characteristics and transitions, 1800-2009: dataset user's manual*. Center for Systemic Peace: Vienna, VA, 2010. 84p.

MODIGLIANI, F. Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations. *The American Economic Review*. v. 76, n. 3, p. 297-313, 1986.

MUNCK, G.L. Measures of democracy, governance and rule of law: an overview of cross-national data sets. In: World Bank workshop, 2003, Washington, DC. *Understanding Growth and Freedom from the Bottom Up*. Washington, DC: World Bank, 2003. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/INTMOVOUTPOV/Resources/2104215-1148063363276/071503_Munck.pdf>. Acesso em: 11/12/2010.

MUNCK, G.L.; VERKUILEN, J. Conceptualizing and measuring democracy: evaluating alternative indices. *Comparative Political Studies*, v.35, n.1, Feb. 2002, p.5-34.

NEE, V., OPPER, S. Bureaucracy and Financial Markets. *Kyklos*, v.62, n.2, abr 2009, p.293-315.

NORTH, D. C. *Institutions, institutional change, and economic performance*. Cambridge University Press: New York, 1990.

NORTH, D. C., THOMAS, R. P. *The rise of the western world: a new economic history*. Cambridge University Press: Cambridge UK, 1973.

NUNN, N. Slavery, inequality, and economic development in the Americas: an examination of the Engerman-Sokoloff Hypothesis. In: HELPMAN, E. (ed.) *Institutions and economic performance*. Cambridge, MA: Harvard Univ. Press, 2008. p. 148–180.

NUNN, N. The importance of History for economic development. *Annual Review of Economics*, v.1, p.1.1-1.28, 2009.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. *Democratic capital: the nexus of political and economic change*. Cambridge, MA: National Bureau Of Economic Research, 2006. (Working Paper 12175)

RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. *Economic Journal*. v. 38, n. 152, p. 543–559, 1928.

RAVALLION, M.; CHEN, S. China's (uneven) progress against poverty. *Journal of Development Economics*. v. 82, p. 1–42, 2007.

RIGOBON, R.; RODRIK, D. Rule of law, democracy, openness, and income: estimating the interrelationships. *Economics of Transition*, v. 13, n. 3, p. 533-564, 2005.

RODRIK, D. Democracies pay higher wages. *Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 3, p. 707–738, 1999.

RODRIK, D.; SUBRAMANIAN, A.; TREBBI, F.. *Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development*. NBER Working Paper, n.9305, 2002.

RODRIK, D.; SUBRAMANIAN, A.; TREBBI, F. Institutions Rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth*, n.9, p. 131-165, 2004.

RODRIK, D.; WACZIARG, R. Do democratic transitions produce bad economic outcomes? *The American Economic Review*, v. 95, n. 2, p. 50-55, 2005.

ROLAND, G. Understanding institutional change: fast-moving and slow-moving institutions. *Studies in Comparative International Development*. v. 38, n. 4, p 109-131, 2004.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. *The Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. S71–S102, 1990.

RUTHERFORD, M. *Institutions in Economics: The old and new institutionalism*. Cambridge University Press: Cambridge, New York, 1994. 225p.

SACHS, J. D. *Institutions don't rule: direct effect of geography on per capita income*. NBER Working Paper, n. 9490, 2003.

SACHS, J. D.; WARNER, A. Economic reform and the process of global integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, pp. 1-118, 1995.

SARGAN, J. D. The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. *Econometrica*. v. 26, p. 393-415, 1958.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v.70, n.1, feb 1956. p.65-94.

UNU-WIDER. *World Income Inequality Database: user guide and data sources*. UNU-WIDER: Helsinki, Finland, 2008.

VANHANEN, T. A new dataset for measuring democracy, 1810-1998. *Journal of Peace Research*, v.37, n.2, 2000, p.251-265.

WACZIARG, R.; WELCH, K. *Trade liberalization and growth: new evidence*. Cambridge, MA: National Bureau Of Economic Research, 2003. (Working Paper 10152)

WILCOXON, F. Individual comparisons by ranking methods. *Biometrics Bulletin*, v. 1, n. 6, p. 80-83, 1945.

WILSON, E. J.; JAYANTHAKUMARAN, K.; VERMA, R. Demographics, labor mobility, and productivity. Asian Development Bank Institute: Chiyoda-ku, 2012. (ADBI Working Paper, 387)

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*. v. 126, p. 26-51, 2005.

WOOLDRIDGE, J.M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: The MIT Press, 2002.

WORLD BANK. *The worldwide governance indicators, 2011 update*. Washington, D.C.: 2011. Disponível em: <<http://info.worldbank.org/governance/wgi/pdf/WGI2011SourceDataRevisions.pdf>>. Acesso em: 16 nov. 2011.

ANEXO A – AJUSTES FINAIS NOS INDICADORES

Como proposto por Kaufmann *et al.* (2010), para que as estimativas dos indicadores agregados de instituições não apresentem problemas nas comparações interanuais e entre países, é preciso fazer dois ajustes finais nos dados.

O primeiro ajuste é feito para fixar a média de cada indicador/ano em zero e o desvio padrão em um. Para isso, de cada indicador e ano, subtrai-se a média amostral (entre países) do valor estimado para cada país e divide-se pelo desvio padrão amostral (entre países). Por último, dividem-se os erros-padrão das variáveis não-observadas estimadas para cada país pelo desvio-padrão amostral (entre países).

O segundo ajuste é feito para se levar em consideração que a amostra de países cobertos pelos indicadores de instituições expandiu-se consideravelmente nas comparações entre os períodos iniciais das séries e os períodos mais recentes. Essa inclusão de países pode causar alterações na média, tornando assim inapropriada a imposição de uma média global igual a zero para todos os anos.

Este último ajuste é feito colocando-se como referência (*benchmark*) um período, T , a partir do qual o número de países não se altera mais de forma significativa. Os dados do ano T e dos períodos subsequentes são mantidos com média zero e desvio-padrão igual a um. O primeiro passo para este segundo ajuste consiste em: verificar quais países foram adicionados em T em comparação com $T-1$ e, então, ajustar a média global para o período $T-1$ de forma que a média fosse zero caso se incluíssem (em $T-1$) dados para os países que foram adicionados em T . O fator de ajustamento da média é dado por: $-\bar{y}_T(n_T - n_{T-1})/n_{T-1}$, onde n_T é o número de países com dados no período T e \bar{y}_T é o valor médio dos indicadores estimados para os países adicionados à amostra no período T . Se a média das notas dos países entrantes for maior que zero, quanto maior for essa média e/ou quanto mais países entrarem na amostra, maior será a redução da média do período anterior. O segundo passo é ajustar o desvio-padrão para garantir que o desvio-padrão para a amostra hipotética seja igual a um. Isto é feito multiplicando-se os valores estimados dos indicadores de instituições (e os erros-padrão) de cada país em $T-1$ pelo

seguinte fator: $\sqrt{\frac{n_T}{n_{T-1}} - [(n_T - n_{T-1})/n_{T-1}](V_T + \bar{y}_T^2) - \bar{y}_{T-1}^2}$, em que V_T é a variância do

indicador de instituições dos países adicionados à amostra no período T . Quanto maior for a dispersão das notas dos países adicionados, maior terá de ser a redução da dispersão nos períodos anteriores a T . Procedimentos análogos são feitos para os demais períodos anteriores a T .

ANEXO B – DEFINIÇÕES DE GRUPOS DE PAÍSES

Nos capítulos 3 e 4, utilizaram-se algumas definições de grupos de países com o objetivo de se retirar países com determinadas características comuns da amostra e avaliar a robustez das estimativas econométricas. As seguintes definições foram obtidas do *World Development Indicators* do Banco Mundial.⁶⁰

- Países de baixa renda:
Afeganistão, Bangladesh, Benin, Burkina Faso, Burundi, Camboja, Rep. Centro-Africana, Chade, Comores, Rep. Democrática do Congo, Eritreia, Etiópia, Gâmbia, Guiné, Guiné-Bissau, Haiti, Quênia, Coreia do Norte, Quirguistão, Libéria, Madagáscar, Malavi, Mali, Moçambique, Mianmar (Birmânia), Nepal, Níger, Ruanda, Serra Leoa, Somália, Tajiquistão, Tanzânia, Togo, Uganda, Zimbábue.
- Países desenvolvidos da OCDE:
Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Suíça, Chile, República Checa, Alemanha, Dinamarca, Espanha, Estónia, Finlândia, França, Reino Unido, Grécia, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Japão, Coreia do Sul, Luxemburgo, Holanda, Noruega, Nova Zelândia, Polónia, Portugal, Eslováquia, Eslovênia, Suécia, Estados Unidos da América.

Foram ainda utilizados, em algumas sub amostras os seguintes grupos:

- Países do G7: Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido, Estados Unidos da América.
- Países que pertencem à Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP), que, de acordo com a própria página de internet da instituição, são:⁶¹ Argélia, Angola, Equador, Irã, Iraque, Kuwait, Líbia, Nigéria, Catar, Arábia Saudita, Emirados Árabes Unidos, Venezuela.

⁶⁰ Disponível em:

<http://databank.worldbank.org/data/views/variableSelection/selectvariables.aspx?source=world-development-indicators>

⁶¹ http://www.opec.org/opec_web/en/about_us/25.htm

APÊNDICE A – FUSÕES E CISÕES DE PAÍSES E SEUS EFEITOS SOBRE A BASE DE DADOS

No período de análise deste trabalho, há muitos casos de mudanças de composições territoriais entre os países. Nos casos descritos a seguir, onde foi possível identificar com clareza alterações desse tipo, procurou-se criar séries mais longas do que a simples nomenclatura dos países permitiria fazer. Esse procedimento torna possível a análise da evolução das instituições desses países por um período maior e permite a melhor utilização desses dados para um eventual estudo com dados em painel.

- Alemanha: como a Alemanha Ocidental, em 1990, incorporou a Alemanha Oriental, a série de dados da Alemanha Ocidental é seguida pelos dados da “Alemanha” reunificada a partir de 1990. Já a série da Alemanha Oriental é descontinuada.
- URSS: como a Rússia era o país dominante na antiga União das Repúblicas Socialistas Soviéticas (URSS), que entrou em colapso em 1991, seus dados para o período anterior a 1991 correspondem ao da URSS. Quando há disponibilidade de dados, as antigas repúblicas soviéticas que se tornaram independentes aparecem na base somente após 1992.
- Iugoslávia: foi feito um procedimento análogo ao da Rússia. A Sérvia era o país mais importante da antiga Iugoslávia, embora não na mesma proporção da Rússia em relação à URSS, e onde ficava a sede do governo – que passou por várias mudanças de composição política e territorial ao longo do Século XX. Por isso, os dados da Sérvia são estendidos para todo o período de disponibilidade de dados da Iugoslávia. Os demais países que formavam a Iugoslávia aparecem de forma isolada na base de dados de acordo com as datas de reconhecimento da independência de cada país e de acordo com a disponibilidade de dados nas fontes usadas por este trabalho.
- Checoslováquia: da mesma forma, os dados da República Tcheca, que era o país mais importante e onde ficava a sede do governo, são estendidos para todo o período de disponibilidade de dados da Checoslováquia.

- Yemen: o país foi formado pela união entre o Yemen do Norte e o Yemen do Sul. Como o Yemen do Norte era o país mais relevante e onde ficava a atual capital do Yemen, os dados do país unificado são encadeados com os dados do antigo Yemen do Norte.

As demais dissociações foram, em geral, de pequenos territórios ou países que ganharam autonomia ou independência e que, por isso, passaram a ter seus dados divulgados de forma separada a partir de determinados períodos de tempo.

APÊNDICE B - DESCRIÇÃO SINTÉTICA SOBRE AS FONTES DE DADOS UTILIZADAS NO CAPÍTULO 2

Quadro B1 – Instituições Políticas: Democracia, liberdade e participação política

Fonte	Variáveis	Período inicial de cobertura	Descrição da fonte	Website
Freedom in the World (FIW)	Direitos políticos (qualidade do processo eleitoral, pluralismo e participação política das oposições e das minorias nas eleições e no funcionamento do governo)	1972	Freedom House, organização não-governamental sediada nos EUA	www.freedomhouse.org
Freedom of the Press (FRP)	Índice de liberdade de imprensa	1979	Freedom House, organização não-governamental sediada nos EUA	www.freedomhouse.org
Cingranelli Richards Human Rights Database (CIRI)	Liberdade de reunião e de associação Liberdade de expressão Autodeterminação eleitoral	1981 1981 1981	David L. Cingranelli e David L. Richards, Binghamton University, EUA	www.humanrightsdata.com
Polity IV Project (PIV)	Eleições para o executivo (regulação, competitividade e abertura) Restrições aos poderes do chefe do executivo Competitividade política e participação da oposição	1800 1800 1800	Projeto dirigido por: Monty G. Marshall (Societal-Systems Research Inc. e Colorado State University); fundador: Ted Robert Gurr (University of Maryland)	www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm

Quadro B2 – Instituições Econômicas: Segurança para se investir e ambiente de negócios

Fonte	Variáveis	Período inicial de cobertura	Descrição da fonte	Website
International Country Risk Guide (ICRG) da Political Risk Services (PRS)	<ul style="list-style-type: none"> Perfil de investimento (viabilidade de cumprimento de contratos, facilidade para repatriação de lucros e atrasos em pagamentos de transações comerciais) "Lei e ordem" (lei - força e imparcialidade do sistema legal; ordem - observância da lei pela população) Qualidade da burocracia (força, autonomia e qualidade da burocracia) Corrupção (medida de corrupção dentro do sistema político) 	1984 1984 1984 1984	<p>Empresa privada provedora de informações sobre risco político sediada nos EUA</p>	www.prsgroup.com
Heritage Foundation (HER)	<ul style="list-style-type: none"> Direito de propriedade (grau em que as leis de um país protegem o direito de propriedade privada e em que seu governo aplica essas leis) Liberdade de investimento (índice que avalia uma ampla variedade de restrições tipicamente impostas aos investimentos privados) 	1995 1995	Instituto não-governamental de educação e pesquisa sediado nos EUA	www.heritage.org
Economist Intelligence Unit (EIU)	<ul style="list-style-type: none"> Qualidade da burocracia (efetividade institucional e excesso de regras e formalidades) Efetividade do estado de direito (proteção à propriedade privada, proteção à propriedade intelectual, confisco/expropriação, rapidez dos processos judiciais, garantias de cumprimento de contratos, legitimidade dos processos judiciais, crimes violentos e crime organizado) Corrupção 	1996 1996 1996	<p>Empresa privada provedora de informações sobre negócios sediada nos Reino Unido</p>	www.eiu.com
IHS - Global Insight (World Markets Online)	<ul style="list-style-type: none"> Efetividade do estado de direito (independência do judiciário, riscos e custos para os investimentos provenientes de crimes como sequestro, extorsão, violência urbana e roubo) Corrupção (problemas causados pela corrupção presente em órgãos públicos, que podem ser agravados por eventuais excessos de burocracia) 	1997 1997	<p>Empresa privada provedora de informações sobre negócios sediada nos EUA</p>	http://www.ihs.com

APÊNDICE C – TABELAS COM RESULTADOS DO CAPÍTULO 2

Tabela C1 – Número de países e parâmetros estimados (UCM), por fonte de dados desagregados – 2010-1996

Variável	Período	Instituições políticas				Instituições econômicas			
		FIW	FRP	CIRI	PIV	PRS	HER	EIU	IHS
<i>nk</i>	2010	194	195	193	162	140	178	172	188
$\alpha(k,t)$	2010	0.60	0.53	0.55	0.74	0.58	0.47	0.44	0.55
$\beta(k,t)$	2010	0.35	0.23	0.32	0.28	0.17	0.20	0.24	0.21
$\sigma(k,t)$	2010	0.24	0.34	0.52	0.54	0.41	0.54	0.21	0.36
<i>nk</i>	2009	194	194	193	159	140	178	170	188
$\alpha(k,t)$	2009	0.60	0.53	0.51	0.73	0.60	0.46	0.45	0.55
$\beta(k,t)$	2009	0.35	0.23	0.32	0.28	0.17	0.20	0.24	0.21
$\sigma(k,t)$	2009	0.22	0.39	0.52	0.48	0.37	0.56	0.23	0.34
<i>nk</i>	2008	194	193	192	159	140	178	150	188
$\alpha(k,t)$	2008	0.60	0.53	0.45	0.73	0.61	0.46	0.45	0.56
$\beta(k,t)$	2008	0.35	0.22	0.30	0.28	0.16	0.19	0.24	0.22
$\sigma(k,t)$	2008	0.24	0.40	0.65	0.51	0.41	0.55	0.21	0.33
<i>nk</i>	2007	194	193	192	158	140	157	150	187
$\alpha(k,t)$	2007	0.60	0.53	0.60	0.72	0.62	0.48	0.45	0.56
$\beta(k,t)$	2007	0.35	0.22	0.30	0.29	0.17	0.19	0.24	0.22
$\sigma(k,t)$	2007	0.20	0.43	0.51	0.43	0.35	0.53	0.24	0.35
<i>nk</i>	2006	194	193	192	158	140	157	152	187
$\alpha(k,t)$	2006	0.61	0.54	0.63	0.72	0.61	0.47	0.45	0.56
$\beta(k,t)$	2006	0.35	0.22	0.28	0.30	0.17	0.18	0.24	0.22
$\sigma(k,t)$	2006	0.16	0.44	0.56	0.40	0.32	0.52	0.27	0.35
<i>nk</i>	2005	193	192	191	157	140	157	127	187
$\alpha(k,t)$	2005	0.61	0.54	0.60	0.72	0.62	0.49	0.42	0.56
$\beta(k,t)$	2005	0.35	0.23	0.31	0.30	0.17	0.17	0.27	0.23
$\sigma(k,t)$	2005	0.25	0.39	0.44	0.39	0.32	0.57	0.21	0.29
<i>nk</i>	2004	193	192	189	156	140	155	125	188
$\alpha(k,t)$	2004	0.60	0.54	0.62	0.71	0.61	0.48	0.42	0.54
$\beta(k,t)$	2004	0.35	0.23	0.31	0.30	0.17	0.17	0.26	0.19
$\sigma(k,t)$	2004	0.22	0.36	0.45	0.43	0.30	0.59	0.23	0.29
<i>nk</i>	2003	193	191	189	155	140	155	120	179
$\alpha(k,t)$	2003	0.60	0.54	0.59	0.70	0.60	0.49	0.42	0.55
$\beta(k,t)$	2003	0.35	0.23	0.33	0.30	0.17	0.17	0.27	0.23
$\sigma(k,t)$	2003	0.18	0.35	0.43	0.41	0.35	0.61	0.22	0.27
<i>nk</i>	2002	193	191	159	157	140	157	120	179
$\alpha(k,t)$	2002	0.60	0.55	0.66	0.70	0.60	0.50	0.42	0.54
$\beta(k,t)$	2002	0.35	0.24	0.33	0.30	0.18	0.16	0.27	0.23
$\sigma(k,t)$	2002	0.15	0.35	0.47	0.49	0.33	0.64	0.24	0.31
<i>nk</i>	2001	193	185	191	156				
$\alpha(k,t)$	2001	0.60	0.55	0.64	0.69				
$\beta(k,t)$	2001	0.36	0.24	0.32	0.30				
$\sigma(k,t)$	2001	0.23	0.33	0.45	0.43				
<i>nk</i>	2000	193	186	157	157	140	155	120	175
$\alpha(k,t)$	2000	0.59	0.55	0.59	0.68	0.58	0.52	0.41	0.53
$\beta(k,t)$	2000	0.36	0.23	0.34	0.31	0.16	0.17	0.27	0.23
$\sigma(k,t)$	2000	0.25	0.43	0.49	0.42	0.54	0.71	0.23	0.34
<i>nk</i>	1999	193	185	157	157				
$\alpha(k,t)$	1999	0.59	0.54	0.62	0.67				
$\beta(k,t)$	1999	0.36	0.23	0.33	0.31				
$\sigma(k,t)$	1999	0.27	0.39	0.50	0.38				
<i>nk</i>	1998	192	185	157	157	140	160	120	175
$\alpha(k,t)$	1998	0.59	0.53	0.61	0.66	0.60	0.53	0.41	0.53
$\beta(k,t)$	1998	0.36	0.23	0.36	0.32	0.15	0.15	0.28	0.23
$\sigma(k,t)$	1998	0.29	0.41	0.41	0.38	0.58	0.79	0.25	0.37
<i>nk</i>	1997	192	185	157	157				
$\alpha(k,t)$	1997	0.58	0.53	0.61	0.65				
$\beta(k,t)$	1997	0.37	0.23	0.34	0.33				
$\sigma(k,t)$	1997	0.18	0.43	0.46	0.32				
<i>nk</i>	1996	192	186	157	157	129	149	120	175
$\alpha(k,t)$	1996	0.58	0.54	0.62	0.66	0.57	0.55	0.41	0.53
$\beta(k,t)$	1996	0.37	0.23	0.33	0.33	0.14	0.14	0.29	0.22
$\sigma(k,t)$	1996	0.19	0.47	0.49	0.32	0.49	0.86	0.15	0.45

Fonte: elaboração própria.

Tabela C2 – Número de países e parâmetros estimados (UCM), por fonte de dados desagregados – 1995-1981

Variável	Período	Instituições políticas				Período	Instituições políticas			
		FIW	FRP	CIRI	PIV		FIW	FRP	CIRI	PIV
n_k	1995	192	186	157	157	1987	166	158	138	138
$\alpha(k)$	1995	0.57	0.55	0.59	0.65	1987	0.48	0.46	0.45	0.48
$\beta(k)$	1995	0.37	0.22	0.33	0.33	1987	0.36	0.24	0.30	0.36
$\sigma(k)$	1995	0.19	0.47	0.52	0.38	1987	0.21	0.39	0.49	0.31
n_k	1994	192	186	158	158	1986	166	158	138	138
$\alpha(k)$	1994	0.56	0.53	0.58	0.65	1986	0.47	0.47	0.47	0.47
$\beta(k)$	1994	0.36	0.21	0.35	0.34	1986	0.36	0.24	0.37	0.36
$\sigma(k)$	1994	0.20	0.51	0.41	0.33	1986	0.23	0.45	0.40	0.33
n_k	1993	191	185	158	158	1985	166	158	138	138
$\alpha(k)$	1993	0.55	0.53	0.58	0.64	1985	0.47	0.46	0.45	0.46
$\beta(k)$	1993	0.37	0.21	0.32	0.34	1985	0.36	0.25	0.37	0.35
$\sigma(k)$	1993	0.22	0.50	0.52	0.32	1985	0.26	0.38	0.42	0.34
n_k	1992	187	176	155	156	1984	166	158	138	138
$\alpha(k)$	1992	0.56	0.54	0.57	0.63	1984	0.46	0.46	0.44	0.45
$\beta(k)$	1992	0.35	0.23	0.34	0.34	1984	0.36	0.24	0.31	0.35
$\sigma(k)$	1992	0.23	0.49	0.42	0.35	1984	0.25	0.41	0.47	0.35
n_k	1991	183	161	138	155	1983	165	155	137	138
$\alpha(k)$	1991	0.55	0.55	0.59	0.60	1983	0.46	0.49	0.44	0.45
$\beta(k)$	1991	0.35	0.22	0.34	0.34	1983	0.36	0.26	0.37	0.35
$\sigma(k)$	1991	0.29	0.51	0.43	0.32	1983	0.25	0.42	0.35	0.34
n_k	1990	165	156	137	138	1982	164	155	137	138
$\alpha(k)$	1990	0.51	0.50	0.50	0.56	1982	0.45	0.46	0.44	0.44
$\beta(k)$	1990	0.37	0.25	0.29	0.35	1982	0.36	0.24	0.37	0.35
$\sigma(k)$	1990	0.20	0.39	0.52	0.38	1982	0.24	0.44	0.36	0.34
n_k	1989	167	158	139	139	1981	164	155	137	138
$\alpha(k)$	1989	0.48	0.47	0.47	0.52	1981	0.45	0.46	0.45	0.43
$\beta(k)$	1989	0.38	0.26	0.40	0.35	1981	0.36	0.24	0.30	0.35
$\sigma(k)$	1989	0.24	0.36	0.32	0.33	1981	0.22	0.46	0.53	0.34
n_k	1988	166	158	139	139					
$\alpha(k)$	1988	0.49	0.45	0.46	0.49					
$\beta(k)$	1988	0.36	0.27	0.39	0.36					
$\sigma(k)$	1988	0.22	0.38	0.30	0.28					

Fonte: elaboração própria.

Tabela C3 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 2010

País	cod.	Instituições Polícias				Instituições Econômicas			
		Ranking	Est.	SE	N. de fontes	Ranking	Est.	SE	N. de fontes
Afganistão	AFG	160	-1.13	0.18	3	188	-1.61	0.18	2
África do Sul	ZAF	72	0.60	0.17	4	72	0.14	0.16	4
Albânia	ALB	95	0.17	0.17	4	118	-0.45	0.16	4
Alemanha Oriental	GDR	.	.	.	0	.	.	.	0
Alemanha	DEU	36	1.09	0.17	4	19	1.65	0.16	4
Andorra	ADO	4	1.25	0.18	3	24	1.36	0.34	1
Angola	AGO	151	-0.98	0.17	4	160	-0.95	0.16	4
Antígua e Barbuda	ATG	86	0.34	0.18	3	31	1.23	0.34	1
Arábia Saudita	SAU	186	-1.75	0.17	4	69	0.23	0.16	4
Argélia	DZA	150	-0.97	0.17	4	130	-0.60	0.16	4
Argentina	ARG	81	0.48	0.17	4	107	-0.41	0.16	4
Armênia	ARM	154	-1.04	0.17	4	102	-0.33	0.16	4
Austrália	AUS	26	1.13	0.17	4	9	1.87	0.16	4
Áustria	AUT	26	1.13	0.17	4	14	1.78	0.16	4
Azerbaijão	AZE	168	-1.30	0.17	4	154	-0.89	0.16	4
Bahamas	BHS	22	1.16	0.18	3	44	0.86	0.16	4
Bahrain	BHR	173	-1.34	0.17	4	52	0.70	0.16	4
Bangladesh	BGD	109	-0.03	0.17	4	136	-0.71	0.16	4
Barbados	BRB	19	1.17	0.18	3	35	1.08	0.17	3
Belarus	BLR	190	-1.79	0.17	4	150	-0.84	0.16	4
Bélgica	BEL	17	1.18	0.17	4	21	1.48	0.16	4
Belize	BLZ	29	1.13	0.18	3	92	-0.19	0.17	3
Benin	BEN	79	0.53	0.17	4	147	-0.83	0.17	3
Bolívia	BOL	90	0.25	0.17	4	162	-0.98	0.16	4
Bósnia-Herzegovina	BIH	115	-0.20	0.18	3	99	-0.29	0.17	3
Botswana	BWA	85	0.35	0.17	4	49	0.76	0.16	4
Brasil	BRA	76	0.55	0.17	4	89	-0.15	0.16	4
Brunei	BRN	165	-1.27	0.18	3	39	1.00	0.17	3
Bulgária	BGR	74	0.58	0.17	4	85	-0.08	0.16	4
Burkina Faso	BFA	122	-0.28	0.17	4	87	-0.09	0.16	4
Burundi	BDI	140	-0.73	0.17	4	146	-0.83	0.17	3
Butão	BTN	130	-0.47	0.17	4	70	0.19	0.17	3
Cabo Verde	CPV	43	1.07	0.17	4	58	0.54	0.17	3
Camarões	CMR	161	-1.19	0.17	4	149	-0.84	0.16	4
Camboja	KHM	144	-0.84	0.17	4	171	-1.10	0.17	3
Canadá	CAN	23	1.15	0.17	4	7	1.95	0.16	4
Catar	QAT	169	-1.31	0.17	4	29	1.26	0.16	4
Cazaquistão	KAZ	175	-1.38	0.17	4	163	-0.98	0.16	4
Chade	TCD	171	-1.33	0.17	4	176	-1.32	0.17	3
Chile	CHL	49	1.04	0.17	4	23	1.41	0.16	4
China	CHN	183	-1.70	0.17	4	108	-0.42	0.16	4
Chipre	CYP	31	1.12	0.17	4	27	1.28	0.16	4
Cingapura	SGP	142	-0.76	0.17	4	4	2.03	0.16	4
Colômbia	COL	99	0.10	0.17	4	96	-0.22	0.16	4
Comores	COM	91	0.23	0.17	4	139	-0.73	0.29	2
Congo	COG	145	-0.85	0.17	4	169	-1.05	0.16	4
Coreia do Norte	PRK	195	-1.87	0.17	4	177	-1.34	0.16	4
Coreia do Sul	KOR	55	0.98	0.17	4	41	0.89	0.16	4
Costa do Marfim	CIV	178	-1.58	0.17	4	161	-0.98	0.16	4
Costa Rica	CRI	21	1.16	0.17	4	56	0.61	0.16	4
Croácia	HRV	66	0.72	0.17	4	63	0.37	0.16	4
Cuba	CUB	188	-1.78	0.17	4	90	-0.17	0.16	4
Dinamarca	DNK	11	1.22	0.17	4	2	2.08	0.16	4

Fonte: elaboração própria.

Tabela C3 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 2010 (continuação I)

País	cod.	Instituições Polícias				Instituições Econômicas			
		Ranking	Est.	SE	N. de fontes	Ranking	Est.	SE	N. de fontes
Djibouti	DJI	152	-0.99	0.17	4	117	-0.45	0.17	3
Dominica	DMA	29	1.13	0.18	3	42	0.86	0.29	2
EAU	ARE	170	-1.32	0.17	4	53	0.68	0.16	4
Egito	EGY	157	-1.11	0.17	4	73	0.12	0.16	4
El Salvador	SLV	71	0.62	0.17	4	113	-0.43	0.16	4
Equador	ECU	103	0.02	0.17	4	173	-1.15	0.16	4
Eritreia	ERI	191	-1.80	0.17	4	137	-0.71	0.17	3
Eslováquia	SVK	52	0.99	0.17	4	48	0.78	0.16	4
Eslovênia	SVN	38	1.09	0.17	4	28	1.27	0.16	4
Espanha	ESP	33	1.11	0.17	4	30	1.26	0.16	4
Estônia	EST	25	1.15	0.17	4	38	1.00	0.16	4
Etiópia	ETH	163	-1.23	0.17	4	133	-0.64	0.16	4
EUA	USA	18	1.17	0.17	4	16	1.73	0.16	4
Fiji	FJI	158	-1.11	0.17	4	134	-0.68	0.29	2
Filipinas	PHL	92	0.20	0.17	4	120	-0.47	0.16	4
Finlândia	FIN	3	1.25	0.17	4	6	2.03	0.16	4
França	FRA	46	1.05	0.17	4	22	1.47	0.16	4
Gabão	GAB	148	-0.90	0.17	4	112	-0.43	0.16	4
Gâmbia	GMB	153	-1.00	0.17	4	119	-0.46	0.16	4
Gana	GHA	58	0.92	0.17	4	81	0.01	0.16	4
Georgia	GEO	119	-0.23	0.17	4	86	-0.09	0.17	3
Granada	GRD	32	1.11	0.18	3	65	0.31	0.34	1
Grécia	GRC	53	0.99	0.17	4	62	0.40	0.16	4
Guatemala	GTM	113	-0.07	0.17	4	135	-0.70	0.16	4
Guiana	GUY	78	0.53	0.17	4	122	-0.48	0.16	4
Guiné Equatorial	GNQ	185	-1.73	0.17	4	165	-1.01	0.17	3
Guiné	GIN	133	-0.58	0.17	4	183	-1.44	0.16	4
Guiné-Bissau	GNB	121	-0.25	0.17	4	172	-1.15	0.24	3
Haiti	HTI	131	-0.50	0.17	4	180	-1.40	0.16	4
Holanda	NLD	20	1.16	0.17	4	8	1.92	0.16	4
Honduras	HND	120	-0.23	0.17	4	167	-1.03	0.16	4
Hong Kong	HKG	124	-0.30	0.19	2	18	1.68	0.16	4
Hungria	HUN	53	0.99	0.17	4	47	0.80	0.16	4
Iêmen do Sul	YPR	.	.	.	0	.	.	.	0
Iêmen	YEM	172	-1.33	0.17	4	151	-0.84	0.16	4
Ilhas Marshall	MHL	34	1.10	0.18	3	.	.	.	0
Ilhas Salomão	SLB	94	0.18	0.17	4	139	-0.73	0.29	2
Índia	IND	77	0.54	0.17	4	91	-0.18	0.16	4
Indonésia	IDN	88	0.33	0.17	4	141	-0.74	0.16	4
Irã	IRN	177	-1.52	0.17	4	168	-1.03	0.16	4
Iraque	IRQ	138	-0.73	0.17	4	186	-1.56	0.17	3
Irlanda	IRL	16	1.19	0.17	4	15	1.75	0.16	4
Islândia	ISL	1	1.26	0.18	3	17	1.71	0.16	4
Israel	ISR	60	0.83	0.17	4	43	0.86	0.16	4
Itália	ITA	57	0.95	0.17	4	67	0.27	0.16	4
Jamaica	JAM	62	0.77	0.17	4	83	-0.05	0.16	4
Japão	JPN	26	1.13	0.17	4	25	1.36	0.16	4
Jordânia	JOR	159	-1.12	0.17	4	71	0.15	0.16	4
Kosovo	LWI	125	-0.40	0.17	4	128	-0.60	0.21	1
Kuweit	KWT	132	-0.52	0.17	4	57	0.57	0.16	4
Laos	LAO	183	-1.70	0.17	4	159	-0.95	0.17	3
Lesoto	LSO	96	0.16	0.17	4	76	0.06	0.17	3
Letônia	LVA	70	0.62	0.17	4	51	0.71	0.16	4

Fonte: elaboração própria.

Tabela C3 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 2010 (continuação II)

País	cod.	Instituições Polícias				Instituições Econômicas			
		<i>Ranking</i>	Est.	SE	N. de fontes	<i>Ranking</i>	Est.	SE	N. de fontes
Líbano	LBN	129	-0.45	0.17	4	98	-0.28	0.16	4
Libéria	LBR	100	0.06	0.17	4	157	-0.92	0.16	4
Líbia	LBY	192	-1.82	0.17	4	153	-0.88	0.16	4
Liechtenstein	LIE	8	1.24	0.18	3	12	1.80	0.18	2
Lituânia	LTU	56	0.95	0.17	4	50	0.72	0.16	4
Luxemburgo	LUX	1	1.26	0.18	3	11	1.82	0.16	4
Macedónia	MKD	93	0.19	0.17	4	110	-0.42	0.17	3
Madagáscar	MDG	156	-1.11	0.17	4	114	-0.44	0.16	4
Malásia	MYS	126	-0.43	0.17	4	61	0.42	0.16	4
Malavi	MWI	102	0.05	0.17	4	106	-0.41	0.16	4
Maldivas	MDV	101	0.05	0.18	3	123	-0.50	0.29	2
Mali	MLI	68	0.67	0.17	4	109	-0.42	0.16	4
Malta	MLT	35	1.09	0.18	3	20	1.56	0.16	4
Marrocos	MAR	149	-0.96	0.17	4	82	-0.01	0.16	4
Mauritânia	MRT	143	-0.76	0.17	4	121	-0.47	0.17	3
Mauritius	MUS	50	1.01	0.17	4	40	0.94	0.17	3
México	MEX	104	0.02	0.17	4	84	-0.07	0.16	4
Mianmar	MMR	189	-1.79	0.17	4	185	-1.55	0.16	4
Micronésia	FSM	45	1.06	0.18	3	152	-0.87	0.48	1
Moçambique	MOZ	116	-0.21	0.17	4	103	-0.34	0.16	4
Moldova	MDA	107	0.00	0.17	4	142	-0.74	0.16	4
Monaco	MCO	5	1.25	0.33	1	.	.	.	0
Mongólia	MNG	69	0.64	0.17	4	101	-0.31	0.16	4
Montenegro	MNP	89	0.31	0.17	4	94	-0.20	0.17	3
Namíbia	NAM	80	0.50	0.17	4	59	0.52	0.16	4
Nauru	NRU	42	1.07	0.18	3	.	.	.	0
Nepal	NPL	123	-0.29	0.17	4	148	-0.84	0.17	3
Nicarágua	NIC	117	-0.22	0.17	4	143	-0.80	0.16	4
Níger	NER	134	-0.61	0.17	4	116	-0.45	0.16	4
Nigéria	NGA	127	-0.43	0.17	4	175	-1.21	0.16	4
Noruega	NOR	6	1.24	0.17	4	5	2.03	0.16	4
Nova Zelândia	NZL	15	1.20	0.17	4	3	2.06	0.16	4
Oman	OMN	166	-1.29	0.17	4	54	0.66	0.16	4
Palau	PCI	8	1.24	0.18	3	.	.	.	0
Panamá	PAN	63	0.73	0.17	4	78	0.03	0.16	4
Papua Nova Guiné	PNG	105	0.02	0.17	4	145	-0.80	0.16	4
Paquistão	PAK	128	-0.44	0.17	4	138	-0.73	0.16	4
Paraguai	PRY	97	0.13	0.17	4	127	-0.58	0.16	4
Peru	PER	83	0.45	0.17	4	97	-0.26	0.16	4
Polónia	POL	47	1.04	0.17	4	45	0.81	0.16	4
Portugal	PRT	36	1.09	0.17	4	26	1.30	0.16	4
Quênia	KEN	118	-0.23	0.17	4	170	-1.07	0.16	4
Quirguistão	KGZ	136	-0.68	0.17	4	179	-1.40	0.17	3
Quiribati	KIR	40	1.08	0.18	3	64	0.32	0.29	2
R. D. do Congo	ZAR	155	-1.07	0.17	4	184	-1.45	0.16	4
Reino Unido	GBR	23	1.15	0.17	4	13	1.80	0.16	4
Rep. Centro-Africana	CAF	137	-0.70	0.17	4	155	-0.90	0.17	3
Rep. Dominicana	DOM	75	0.56	0.17	4	124	-0.55	0.16	4
República Checa	CZE	44	1.06	0.17	4	36	1.05	0.16	4
Romênia	ROM	82	0.46	0.17	4	79	0.03	0.16	4
Ruanda	RWA	174	-1.37	0.17	4	95	-0.22	0.17	3
Rússia	RUS	162	-1.22	0.17	4	156	-0.92	0.16	4
S. Cristóvão e Neves	KNA	41	1.07	0.18	3	31	1.23	0.34	1

Fonte: elaboração própria.

Tabela C3 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 2010 (continuação III)

País	cod.	Instituições Polícias				Instituições Econômicas			
		Ranking	Est.	SE	N. de fontes	Ranking	Est.	SE	N. de fontes
S. Tomé e Príncipe	STP	65	0.73	0.18	3	125	-0.55	0.17	3
S. Vicente e Granadinas	VCT	13	1.20	0.18	3	33	1.16	0.29	2
Samoa	SAM	67	0.72	0.18	3	66	0.29	0.29	2
San Marino	SMR	13	1.20	0.18	3	.	.	.	0
Santa Lúcia	LCA	10	1.22	0.18	3	34	1.11	0.29	2
Senegal	SEN	106	0.01	0.17	4	129	-0.60	0.16	4
Serra Leoa	SLE	98	0.10	0.17	4	166	-1.02	0.16	4
Sérvia	YUG	73	0.59	0.17	4	105	-0.40	0.16	4
Seychelles	SYC	112	-0.07	0.18	3	68	0.25	0.17	3
Síria	SYR	182	-1.69	0.17	4	131	-0.60	0.16	4
Somália	SOM	187	-1.76	0.17	4	190	-2.06	0.17	3
Sri Lanka	LKA	139	-0.73	0.17	4	75	0.06	0.16	4
Suazilândia	SWZ	179	-1.64	0.17	4	88	-0.14	0.17	3
Sudão	SDN	176	-1.46	0.17	4	158	-0.93	0.17	3
Suécia	SWE	6	1.24	0.17	4	1	2.11	0.16	4
Suíça	CHE	11	1.22	0.17	4	10	1.82	0.16	4
Suriname	SUR	61	0.80	0.18	3	93	-0.20	0.16	4
Tailândia	THA	141	-0.73	0.17	4	100	-0.31	0.16	4
Taiwan	TWN	47	1.04	0.17	4	37	1.01	0.16	4
Tajiquistão	TJK	167	-1.30	0.17	4	181	-1.42	0.17	3
Tanzânia	TZA	110	-0.03	0.17	4	132	-0.62	0.16	4
Timor-Leste	TMP	84	0.41	0.17	4	174	-1.19	0.17	3
Togo	TGO	146	-0.89	0.17	4	144	-0.80	0.16	4
Tonga	TON	87	0.33	0.18	3	115	-0.44	0.29	2
Trinidad e Tobago	TTO	59	0.85	0.17	4	80	0.02	0.16	4
Tunísia	TUN	180	-1.64	0.17	4	74	0.10	0.16	4
Turkmenistan	TKM	194	-1.86	0.17	4	182	-1.43	0.17	3
Turquia	TUR	111	-0.05	0.17	4	77	0.05	0.16	4
Tuvalu	TUV	51	0.99	0.18	3	60	0.44	0.34	1
Ucrânia	UKR	108	0.00	0.17	4	164	-0.99	0.16	4
Uganda	UGA	135	-0.67	0.17	4	104	-0.36	0.16	4
Uruguai	URY	38	1.09	0.17	4	46	0.80	0.16	4
Uzbequistão	UZB	193	-1.83	0.17	4	178	-1.35	0.17	3
Vanuatu	VUT	64	0.73	0.18	3	55	0.61	0.29	2
Venezuela	VEN	147	-0.90	0.17	4	187	-1.61	0.16	4
Vietnã	VNM	181	-1.68	0.17	4	111	-0.43	0.16	4
Zâmbia	ZMB	114	-0.07	0.17	4	126	-0.56	0.16	4
Zimbábue	ZWE	164	-1.26	0.17	4	189	-1.62	0.16	4
=====	=====	===	===	===	===	===	===	===	===
Média	AVR		0.00				0.00		
Desvio-Padrão	SD		1.00				1.00		
Número de países	n		195				190		
Máximo	max		1.26				2.11		
Mediana	med		0.10				-0.22		
Mínimo	min		-1.87				-2.06		

Fonte: elaboração própria.

Tabela C4 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 1996

País	cod.	Instituições Polícias				Instituições Econômicas			
		Ranking	Est.	SE	N. de fontes	Ranking	Est.	SE	N. de fontes
Afeganistão	AFG	187	-1.63	0.15	4	175	-1.70	0.43	1
África do Sul	ZAF	48	1.01	0.15	4	58	0.41	0.14	4
Albânia	ALB	126	-0.46	0.15	4	137	-0.80	0.31	3
Alemanha Oriental	GDR	.	.	.	0	.	.	.	0
Alemanha	DEU	27	1.11	0.15	4	11	1.78	0.14	4
Andorra	ADO	31	1.10	0.19	1	22	1.45	0.43	1
Angola	AGO	153	-1.16	0.15	4	162	-1.31	0.14	4
Antígua e Barbuda	ATG	115	-0.18	0.18	2	35	0.97	0.43	1
Arábia Saudita	SAU	189	-1.67	0.15	4	81	-0.10	0.14	4
Argélia	DZA	149	-1.08	0.15	4	135	-0.78	0.14	4
Argentina	ARG	74	0.67	0.15	4	68	0.19	0.14	4
Armênia	ARM	136	-0.75	0.15	4	117	-0.50	0.39	2
Austrália	AUS	11	1.15	0.15	4	17	1.57	0.14	4
Áustria	AUT	39	1.07	0.15	4	9	1.90	0.14	4
Azerbaijão	AZE	155	-1.19	0.15	4	151	-0.98	0.15	3
Bahamas	BHS	2	1.19	0.18	2	33	1.02	0.31	3
Bahrain	BHR	172	-1.51	0.15	4	79	-0.05	0.14	4
Bangladesh	BGD	86	0.39	0.15	4	131	-0.66	0.14	4
Barbados	BRB	15	1.14	0.18	2	29	1.15	0.39	2
Belarus	BLR	161	-1.31	0.15	4	124	-0.60	0.39	2
Bélgica	BEL	11	1.15	0.15	4	19	1.53	0.14	4
Belize	BLZ	44	1.04	0.17	3	66	0.21	0.39	2
Benin	BEN	76	0.64	0.15	4	113	-0.46	0.39	2
Bolívia	BOL	60	0.78	0.15	4	90	-0.18	0.14	4
Bósnia-Herzegovina	BIH	134	-0.72	0.18	2	97	-0.24	0.15	2
Botswana	BWA	68	0.71	0.15	4	53	0.54	0.14	4
Brasil	BRA	64	0.74	0.15	4	82	-0.11	0.14	4
Brunei	BRN	175	-1.54	0.17	3	27	1.24	0.33	2
Bulgária	BGR	82	0.51	0.15	4	123	-0.60	0.14	4
Burkina Faso	BFA	132	-0.60	0.15	4	87	-0.17	0.31	3
Burundi	BDI	166	-1.44	0.15	4	173	-1.53	0.39	2
Butão	BTN	183	-1.60	0.15	4	55	0.48	0.43	1
Cabo Verde	CPV	53	0.98	0.16	3	46	0.65	0.67	1
Camarões	CMR	158	-1.29	0.15	4	160	-1.29	0.14	4
Camboja	KHM	135	-0.74	0.15	4	152	-0.98	0.15	3
Canadá	CAN	14	1.14	0.15	4	13	1.69	0.14	4
Catar	QAT	173	-1.52	0.16	3	77	-0.04	0.14	3
Cazaquistão	KAZ	143	-0.96	0.15	4	156	-1.14	0.15	2
Chade	TCD	141	-0.93	0.15	4	155	-1.03	0.39	2
Chile	CHL	64	0.74	0.15	4	25	1.33	0.14	4
China	CHN	177	-1.56	0.15	4	98	-0.24	0.14	4
Chipre	CYP	25	1.11	0.15	4	26	1.27	0.14	4
Cingapura	SGP	124	-0.45	0.15	4	18	1.55	0.14	4
Colômbia	COL	105	0.01	0.15	4	103	-0.30	0.14	4
Comores	COM	110	-0.08	0.16	3	150	-0.97	0.43	1
Congo	COG	117	-0.21	0.15	4	159	-1.29	0.31	3
Coreia do Norte	PRK	191	-1.70	0.15	4	168	-1.40	0.31	3
Coreia do Sul	KOR	78	0.63	0.15	4	42	0.83	0.14	4
Costa do Marfim	CIV	151	-1.13	0.15	4	95	-0.22	0.14	4
Costa Rica	CRI	23	1.12	0.15	4	47	0.63	0.14	4
Croácia	HRV	125	-0.45	0.15	4	126	-0.62	0.15	3
Cuba	CUB	185	-1.61	0.15	4	116	-0.50	0.14	4
Dinamarca	DNK	9	1.15	0.15	4	8	1.92	0.14	4

Fonte: elaboração própria.

Tabela C4 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 1996 (continuação I)

País	cod.	Instituições Políticas				Instituições Econômicas			
		Ranking	Est.	SE	N. de fontes	Ranking	Est.	SE	N. de fontes
Djibouti	DJI	138	-0.77	0.16	3	120	-0.56	0.39	2
Dominica	DMA	15	1.14	0.18	2	41	0.85	0.43	1
EAU	ARE	154	-1.17	0.17	3	61	0.32	0.14	4
Egito	EGY	150	-1.11	0.15	4	74	0.03	0.14	4
El Salvador	SLV	90	0.35	0.15	4	140	-0.85	0.14	4
Equador	ECU	70	0.69	0.15	4	128	-0.64	0.14	4
Eritreia	ERI	152	-1.13	0.15	4	69	0.12	0.43	1
Eslováquia	SVK	84	0.49	0.15	4	59	0.37	0.14	4
Eslovênia	SVN	46	1.04	0.15	4	30	1.15	0.15	3
Espanha	ESP	28	1.11	0.15	4	15	1.60	0.14	4
Estônia	EST	57	0.91	0.15	4	60	0.33	0.15	3
Etiópia	ETH	120	-0.27	0.15	4	154	-1.02	0.14	4
EUA	USA	17	1.13	0.15	4	14	1.61	0.14	4
Fiji	FJI	116	-0.21	0.15	4	65	0.23	0.39	2
Filipinas	PHL	77	0.63	0.15	4	67	0.20	0.14	4
Finlândia	FIN	20	1.13	0.15	4	4	2.00	0.14	4
França	FRA	43	1.05	0.15	4	21	1.50	0.14	4
Gabão	GAB	131	-0.59	0.15	4	139	-0.84	0.14	4
Gâmbia	GMB	168	-1.45	0.15	4	100	-0.26	0.31	3
Gana	GHA	100	0.13	0.15	4	89	-0.18	0.14	4
Georgia	GEO	111	-0.09	0.15	4	167	-1.39	0.39	2
Granada	GRD	26	1.11	0.18	2	48	0.60	0.43	1
Grécia	GRC	51	1.01	0.15	4	31	1.09	0.14	4
Guatemala	GTM	88	0.36	0.15	4	134	-0.77	0.14	4
Guiana	GUY	75	0.67	0.15	4	105	-0.38	0.31	3
Guiné Equatorial	GNQ	167	-1.44	0.16	3	158	-1.15	0.15	2
Guiné	GIN	145	-0.97	0.15	4	142	-0.88	0.31	3
Guiné-Bissau	GNB	97	0.17	0.15	4	169	-1.44	0.33	2
Haiti	HTI	106	-0.01	0.15	4	174	-1.57	0.31	3
Holanda	NLD	17	1.13	0.15	4	7	1.93	0.14	4
Honduras	HND	91	0.34	0.15	4	149	-0.94	0.14	4
Hong Kong	HKG	113	-0.15	0.18	2	44	0.76	0.14	4
Hungria	HUN	42	1.06	0.15	4	34	1.00	0.14	4
Iêmen do Sul	YPR	.	.	.	0	.	.	.	0
Iêmen	YEM	133	-0.65	0.15	4	138	-0.82	0.14	4
Ilhas Marshall	MHL	3	1.19	0.18	2	.	.	.	0
Ilhas Salomão	SLB	47	1.03	0.16	3	.	.	.	0
Índia	IND	70	0.69	0.15	4	71	0.09	0.14	4
Indonésia	IDN	171	-1.50	0.15	4	84	-0.14	0.14	4
Irã	IRN	156	-1.26	0.15	4	141	-0.85	0.14	4
Iraque	IRQ	191	-1.70	0.15	4	161	-1.31	0.14	4
Irlanda	IRL	37	1.07	0.15	4	16	1.58	0.14	4
Islândia	ISL	7	1.16	0.17	3	12	1.73	0.31	3
Israel	ISR	50	1.01	0.15	4	24	1.36	0.14	4
Itália	ITA	45	1.04	0.15	4	28	1.15	0.14	4
Jamaica	JAM	58	0.85	0.15	4	99	-0.25	0.14	4
Japão	JPN	29	1.10	0.15	4	32	1.04	0.14	4
Jordânia	JOR	122	-0.34	0.15	4	63	0.29	0.14	4
Kosovo	LWI	174	-1.53	0.19	1	.	.	.	0
Kuweit	KWT	140	-0.87	0.15	4	52	0.55	0.14	4
Laos	LAO	169	-1.47	0.15	4	146	-0.92	0.39	2
Lesoto	LSO	107	-0.01	0.15	4	86	-0.17	0.39	2
Letônia	LVA	63	0.74	0.15	4	104	-0.32	0.15	3

Fonte: elaboração própria.

Tabela C4 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 1996 (continuação II)

País	cod.	Instituições Polícias				Instituições Econômicas			
		Ranking	Est.	SE	N. de fontes	Ranking	Est.	SE	N. de fontes
Líbano	LBN	142	-0.94	0.18	2	80	-0.09	0.14	4
Libéria	LBR	164	-1.37	0.15	4	177	-2.25	0.33	2
Líbia	LBY	180	-1.59	0.15	4	153	-0.99	0.14	4
Liechtenstein	LIE	31	1.10	0.19	1	22	1.45	0.43	1
Lituânia	LTU	29	1.10	0.15	4	72	0.08	0.15	3
Luxemburgo	LUX	4	1.17	0.17	3	1	2.15	0.31	3
Macedónia	MKD	99	0.14	0.15	4	110	-0.43	0.15	2
Madagáscar	MDG	61	0.76	0.15	4	121	-0.58	0.31	3
Malásia	MYS	121	-0.27	0.15	4	50	0.59	0.14	4
Malavi	MWI	81	0.54	0.15	4	108	-0.42	0.14	4
Maldivas	MDV	147	-1.06	0.18	2	48	0.60	0.43	1
Mali	MLI	66	0.73	0.15	4	127	-0.63	0.31	3
Malta	MLT	19	1.13	0.18	2	38	0.93	0.31	3
Marrocos	MAR	139	-0.79	0.15	4	64	0.29	0.14	4
Mauritânia	MRT	148	-1.08	0.15	4	93	-0.21	0.39	2
Mauritius	MUS	55	0.94	0.15	4	40	0.86	0.16	1
México	MEX	109	-0.03	0.15	4	106	-0.39	0.14	4
Mianmar	MMR	188	-1.63	0.15	4	163	-1.34	0.14	4
Micronésia	FSM	36	1.09	0.18	2	.	.	.	0
Moçambique	MOZ	92	0.30	0.15	4	112	-0.45	0.14	4
Moldova	MDA	95	0.19	0.15	4	78	-0.05	0.15	3
Monaco	MCO	.	.	.	0	.	.	.	0
Mongólia	MNG	59	0.78	0.15	4	85	-0.16	0.31	3
Montenegro	MNP	.	.	.	0	.	.	.	0
Namíbia	NAM	80	0.58	0.15	4	62	0.30	0.14	4
Nauru	NRU	1	1.20	0.18	2	.	.	.	0
Nepal	NPL	101	0.11	0.15	4	93	-0.21	0.39	2
Nicarágua	NIC	89	0.35	0.15	4	114	-0.47	0.14	4
Níger	NER	163	-1.37	0.15	4	164	-1.35	0.31	3
Nigéria	NGA	184	-1.60	0.15	4	157	-1.15	0.14	4
Noruega	NOR	5	1.17	0.15	4	2	2.06	0.14	4
Nova Zelândia	NZL	6	1.17	0.15	4	5	2.00	0.14	4
Oman	OMN	162	-1.32	0.15	4	51	0.59	0.14	4
Palau	PCI	31	1.10	0.19	1	.	.	.	0
Panamá	PAN	67	0.73	0.15	4	83	-0.11	0.14	4
Papua Nova Guiné	PNG	83	0.49	0.15	4	118	-0.53	0.14	4
Paquistão	PAK	112	-0.09	0.15	4	122	-0.59	0.14	4
Paraguai	PRY	104	0.02	0.15	4	129	-0.65	0.14	4
Peru	PER	118	-0.21	0.15	4	101	-0.26	0.14	4
Polónia	POL	48	1.01	0.15	4	37	0.95	0.14	4
Portugal	PRT	24	1.12	0.15	4	20	1.52	0.14	4
Quênia	KEN	159	-1.29	0.15	4	144	-0.90	0.14	4
Quirguistão	KGZ	127	-0.48	0.15	4	115	-0.49	0.43	1
Quiribati	KIR	21	1.12	0.18	2	.	.	.	0
R. D. do Congo	ZAR	181	-1.59	0.17	3	176	-2.04	0.31	3
Reino Unido	GBR	41	1.06	0.15	4	10	1.87	0.14	4
Rep. Centro-Africana	CAF	103	0.03	0.15	4	170	-1.46	0.43	1
Rep. Dominicana	DOM	85	0.47	0.15	4	102	-0.26	0.14	4
República Checa	CZE	37	1.07	0.15	4	39	0.91	0.14	4
Romênia	ROM	79	0.63	0.15	4	76	-0.01	0.14	4
Ruanda	RWA	165	-1.42	0.15	4	166	-1.37	0.39	2
Rússia	RUS	94	0.22	0.15	4	136	-0.79	0.14	4
S. Cristóvão e Neves	KNA	21	1.12	0.18	2	.	.	.	0

Fonte: elaboração própria.

Tabela C4 – Ranking, estimativas e erros-padrão dos indicadores agregados de instituições políticas e econômicas, por país, 1996 (continuação III)

País	cod.	Instituições Polícias				Instituições Econômicas			
		Ranking	Est.	SE	N. de fontes	Ranking	Est.	SE	N. de fontes
S. Tomé e Príncipe	STP	56	0.93	0.18	2	69	0.12	0.43	1
S. Vicente e Granadinas	VCT	62	0.76	0.18	2	.	.	.	0
Samoa	SAM	72	0.68	0.18	2	57	0.42	0.39	2
San Marino	SMR	31	1.10	0.19	1	.	.	.	0
Santa Lúcia	LCA	8	1.16	0.18	2	.	.	.	0
Senegal	SEN	114	-0.16	0.15	4	92	-0.20	0.14	4
Serra Leoa	SLE	119	-0.24	0.15	4	172	-1.47	0.31	3
Sérvia	YUG	157	-1.26	0.15	4	145	-0.90	0.14	3
Seychelles	SYC	98	0.17	0.18	2	35	0.97	0.43	1
Síria	SYR	178	-1.59	0.15	4	111	-0.43	0.14	4
Somália	SOM	190	-1.69	0.15	4	178	-2.33	0.33	2
Sri Lanka	LKA	102	0.11	0.15	4	75	0.01	0.14	4
Suazilândia	SWZ	160	-1.30	0.15	4	91	-0.18	0.39	2
Sudão	SDN	182	-1.60	0.15	4	165	-1.37	0.14	4
Suécia	SWE	11	1.15	0.15	4	3	2.04	0.14	4
Suíça	CHE	9	1.15	0.15	4	6	1.97	0.14	4
Suriname	SUR	93	0.29	0.18	2	109	-0.43	0.31	3
Tailândia	THA	87	0.39	0.15	4	56	0.44	0.14	4
Taiwan	TWN	73	0.68	0.15	4	43	0.82	0.14	4
Tajiquistão	TJK	176	-1.55	0.15	4	170	-1.46	0.43	1
Tanzânia	TZA	130	-0.57	0.15	4	107	-0.42	0.14	4
Timor-Leste	TMP	.	.	.	0	.	.	.	0
Togo	TGO	144	-0.96	0.15	4	130	-0.65	0.33	2
Tonga	TON	128	-0.53	0.18	2	.	.	.	0
Trinidad e Tobago	TTO	52	1.00	0.15	4	45	0.65	0.14	4
Tunísia	TUN	146	-1.02	0.15	4	73	0.04	0.14	4
Turkmenistan	TKM	186	-1.63	0.15	4	125	-0.61	0.43	1
Turquia	TUR	108	-0.01	0.15	4	96	-0.22	0.14	4
Tuvalu	TUV	31	1.10	0.19	1	.	.	.	0
Ucrânia	UKR	96	0.19	0.15	4	147	-0.93	0.15	3
Uganda	UGA	123	-0.38	0.15	4	119	-0.54	0.14	4
Uruguai	URY	40	1.07	0.15	4	54	0.50	0.14	4
Uzbequistão	UZB	179	-1.59	0.15	4	148	-0.94	0.16	1
Vanuatu	VUT	54	0.97	0.18	2	.	.	.	0
Venezuela	VEN	69	0.70	0.15	4	133	-0.74	0.14	4
Vietnã	VNM	170	-1.50	0.15	4	88	-0.17	0.14	4
Zâmbia	ZMB	129	-0.56	0.15	4	132	-0.67	0.14	4
Zimbábue	ZWE	137	-0.75	0.15	4	143	-0.90	0.14	4
=====	=====	===	===	===	===	===	===	===	===
Média	AVR		0.00				-0.01		
Desvio-Padrão	SD		1.00				1.01		
Número de países	n		192				178		
Máximo	max		1.20				2.15		
Mediana	med		0.18				-0.18		
Mínimo	min		-1.70				-2.33		

Fonte: elaboração própria.

Tabela C5 - Ranking, estimativas e erros-padrão de indicadores agregados das instituições políticas por país, 1981

País (cod.)	Ranking	Est.	SE	N. de fontes	País (cod.)	Ranking	Est.	SE	N. de fontes
AFG	166	-1.27	0.18	3	DJI	93	-0.45	0.18	2
ZAF	70	-0.18	0.16	4	DMA	42	1.11	0.20	2
ALB	159	-1.16	0.16	4	EGY	79	-0.32	0.16	4
DEU	10	1.56	0.16	4	SLV	64	0.14	0.16	4
GDR	156	-1.12	0.17	3	ARE	85	-0.40	0.18	3
ADO	.	.	.	0	ECU	39	1.14	0.16	4
AGO	148	-1.07	0.16	4	ERI	.	.	.	0
ATG	49	1.03	0.20	2	SVK	.	.	.	0
SAU	127	-0.88	0.16	4	SVN	.	.	.	0
DZA	115	-0.79	0.16	4	ESP	32	1.23	0.16	4
ARG	107	-0.71	0.16	4	EST	.	.	.	0
ARM	.	.	.	0	ETH	139	-0.98	0.16	4
AUS	15	1.54	0.16	4	USA	7	1.60	0.16	4
AUT	17	1.52	0.16	4	FJI	34	1.19	0.16	4
AZE	.	.	.	0	PHL	84	-0.38	0.16	4
BHS	26	1.40	0.20	2	FIN	30	1.26	0.16	4
BHR	101	-0.61	0.16	4	FRA	23	1.45	0.16	4
BGD	67	-0.05	0.16	4	GAB	132	-0.91	0.16	4
BRB	26	1.40	0.20	2	GMB	55	0.72	0.16	4
BLR	.	.	.	0	GHA	102	-0.62	0.16	4
BEL	1	1.63	0.16	4	GEO	.	.	.	0
BLZ	31	1.25	0.18	3	GRD	117	-0.80	0.20	2
BEN	144	-1.02	0.16	4	GRC	24	1.45	0.16	4
BOL	141	-1.00	0.16	4	GTM	94	-0.49	0.16	4
BIH	.	.	.	0	GUY	75	-0.30	0.16	4
BWA	40	1.14	0.16	4	GIN	159	-1.16	0.16	4
BRA	65	0.12	0.16	4	GNQ	147	-1.06	0.17	3
BRN	.	.	.	0	GNB	125	-0.85	0.16	4
BGR	152	-1.10	0.16	4	HTI	145	-1.03	0.16	4
BFA	103	-0.66	0.16	4	NLD	13	1.55	0.16	4
BDI	161	-1.17	0.16	4	HND	45	1.08	0.16	4
BTN	100	-0.60	0.16	4	HKG	62	0.15	0.22	1
CPV	109	-0.72	0.17	3	HUN	120	-0.81	0.16	4
CMR	111	-0.75	0.16	4	YEM	113	-0.78	0.16	4
KHM	162	-1.17	0.20	2	YPR	121	-0.81	0.17	3
CAN	11	1.55	0.16	4	MHL	.	.	.	0
QAT	96	-0.54	0.17	3	SLB	52	1.03	0.18	2
KAZ	.	.	.	0	IND	44	1.09	0.16	4
TCD	165	-1.25	0.16	4	IDN	80	-0.35	0.16	4
CHL	97	-0.55	0.16	4	IRN	122	-0.82	0.16	4
CHN	112	-0.78	0.16	4	IRQ	134	-0.93	0.16	4
CYP	22	1.47	0.16	4	IRL	14	1.54	0.16	4
SGP	69	-0.12	0.16	4	ISL	9	1.56	0.18	3
COL	37	1.16	0.16	4	ISR	38	1.15	0.16	4
COM	66	-0.02	0.18	2	ITA	16	1.53	0.16	4
COG	158	-1.13	0.16	4	JAM	33	1.22	0.16	4
PRK	157	-1.13	0.16	4	JPN	12	1.55	0.16	4
KOR	83	-0.37	0.16	4	JOR	130	-0.90	0.16	4
CIV	86	-0.41	0.16	4	LWI	164	-1.18	0.47	1
CRI	18	1.50	0.16	4	KWT	73	-0.25	0.16	4
HRV	.	.	.	0	LAO	137	-0.97	0.16	4
CUB	135	-0.93	0.16	4	LSO	75	-0.30	0.16	4
DNK	4	1.60	0.16	4	LVA	.	.	.	0

Fonte: elaboração própria.

Tabela C5 - Ranking, estimativas e erros-padrão de indicadores agregados das instituições políticas por país, 1981 (continuação)

País (cod.)	Ranking	Est.	SE	N. de fontes	País (cod.)	Ranking	Est.	SE	N. de fontes
LBN	95	-0.54	0.16	4	SMR	.	.	.	0
LBR	116	-0.80	0.16	4	LCA	36	1.16	0.20	2
LBY	129	-0.88	0.16	4	KNA	.	.	.	0
LIE	.	.	.	0	STP	117	-0.80	0.20	2
LTU	.	.	.	0	VCT	49	1.03	0.20	2
LUX	8	1.58	0.18	3	SEN	60	0.33	0.16	4
MKD	.	.	.	0	SLE	91	-0.44	0.16	4
MDG	110	-0.74	0.16	4	YUG	105	-0.70	0.16	4
MYS	58	0.43	0.16	4	SYC	117	-0.80	0.20	2
MWI	123	-0.83	0.16	4	SYR	98	-0.55	0.16	4
MDV	78	-0.31	0.20	2	SOM	143	-1.01	0.16	4
MLI	138	-0.98	0.16	4	LKA	53	1.03	0.16	4
MLT	49	1.03	0.20	2	SWZ	104	-0.69	0.16	4
MAR	68	-0.09	0.16	4	SDN	91	-0.44	0.16	4
MRT	140	-1.00	0.16	4	SWE	4	1.60	0.16	4
MUS	29	1.30	0.16	4	CHE	4	1.60	0.16	4
MEX	59	0.35	0.16	4	SUR	162	-1.17	0.20	2
FSM	.	.	.	0	THA	57	0.44	0.16	4
MOZ	149	-1.09	0.16	4	TWN	75	-0.30	0.16	4
MDA	.	.	.	0	TJK	.	.	.	0
MCO	.	.	.	0	TZA	105	-0.70	0.16	4
MNG	152	-1.10	0.16	4	TMP	.	.	.	0
MNP	.	.	.	0	TGO	152	-1.10	0.16	4
MMR	151	-1.10	0.16	4	TON	89	-0.44	0.20	2
NAM	124	-0.85	0.47	1	TTO	25	1.42	0.16	4
NRU	42	1.11	0.20	2	TUN	90	-0.44	0.17	3
NPL	61	0.23	0.16	4	TKM	.	.	.	0
NIC	99	-0.56	0.16	4	TUR	88	-0.41	0.16	4
NER	133	-0.91	0.16	4	TUV	20	1.49	0.22	1
NGA	46	1.06	0.16	4	UKR	.	.	.	0
NOR	3	1.61	0.16	4	UGA	72	-0.23	0.16	4
NZL	2	1.62	0.16	4	URY	74	-0.26	0.16	4
OMN	131	-0.90	0.16	4	UZB	.	.	.	0
PCI	.	.	.	0	VUT	47	1.04	0.22	1
PAN	71	-0.19	0.16	4	VEN	21	1.48	0.16	4
PNG	54	0.98	0.16	4	VNM	146	-1.05	0.16	4
PAK	142	-1.01	0.16	4	ZMB	86	-0.41	0.16	4
PRY	82	-0.37	0.16	4	ZWE	56	0.47	0.16	4
PER	41	1.14	0.16	4	=====	===	===	===	===
POL	128	-0.88	0.16	4	AVR		0.01		
PRT	35	1.17	0.16	4	SD		1.00		
KEN	81	-0.36	0.16	4	n		166		
KGZ	.	.	.	0					
KIR	47	1.04	0.22	1	max		1.63		
GBR	19	1.50	0.16	4	med		-0.38		
CAF	136	-0.95	0.16	4	min		-1.27		
ZAR	114	-0.79	0.18	3					
CZE	152	-1.10	0.16	4					
DOM	28	1.36	0.16	4					
ROM	149	-1.09	0.16	4					
RWA	108	-0.71	0.17	3					
RUS	125	-0.85	0.16	4					
SAM	62	0.15	0.22	1					

Fonte: elaboração própria.

Tabela C6 – Instituições Políticas: países com variações positivas significativas a 90% de confiança entre 1981 e 1996

País	1981				1996				Diferença (1996-1981)
	Rank.	IC-	Inst. Pol.	IC+	Rank.	IC-	Inst. Pol.	IC+	
República Checa	152	-1.37	-1.10	-0.83	37	0.83	1.07	1.32	2.17
Granada	117	-1.13	-0.80	-0.48	26	0.82	1.11	1.40	1.92
Polônia	128	-1.15	-0.88	-0.61	48	0.77	1.01	1.25	1.89
Mongólia	152	-1.37	-1.10	-0.83	59	0.54	0.78	1.03	1.88
Hungria	120	-1.08	-0.81	-0.54	42	0.81	1.06	1.30	1.87
Bolívia	141	-1.27	-1.00	-0.73	60	0.53	0.78	1.02	1.78
São Tomé e Príncipe	117	-1.13	-0.80	-0.48	56	0.64	0.93	1.23	1.74
Romênia	149	-1.36	-1.09	-0.82	79	0.39	0.63	0.87	1.72
Mali	138	-1.25	-0.98	-0.71	66	0.49	0.73	0.98	1.72
Cabo Verde	109	-1.00	-0.72	-0.44	53	0.72	0.98	1.23	1.69
Benin	144	-1.29	-1.02	-0.75	76	0.40	0.64	0.89	1.66
Bulgária	152	-1.37	-1.10	-0.83	82	0.27	0.51	0.75	1.61
Madagáscar	110	-1.01	-0.74	-0.48	61	0.52	0.76	1.00	1.50
Suriname	162	-1.49	-1.17	-0.85	93	-0.01	0.29	0.58	1.46
Namíbia	124	-1.62	-0.85	-0.08	80	0.33	0.58	0.82	1.42
Moçambique	149	-1.36	-1.09	-0.82	92	0.05	0.30	0.54	1.39
Argentina	107	-0.98	-0.71	-0.44	74	0.43	0.67	0.91	1.38
Malavi	123	-1.10	-0.83	-0.56	81	0.30	0.54	0.78	1.37
Uruguai	74	-0.53	-0.26	0.00	40	0.82	1.07	1.31	1.33
Chile	97	-0.82	-0.55	-0.28	64	0.49	0.74	0.98	1.29
África do Sul	70	-0.44	-0.18	0.09	48	0.77	1.01	1.25	1.19
Rússia	125	-1.12	-0.85	-0.58	94	-0.02	0.22	0.47	1.07
Haiti	145	-1.30	-1.03	-0.76	106	-0.25	-0.01	0.24	1.02
Guiné-Bissau	125	-1.12	-0.85	-0.58	97	-0.08	0.17	0.41	1.02
Filipinas	84	-0.65	-0.38	-0.12	77	0.39	0.63	0.88	1.02
Coreia do Sul	83	-0.64	-0.37	-0.11	78	0.39	0.63	0.88	1.00
Taiwan	75	-0.57	-0.30	-0.04	73	0.43	0.68	0.92	0.98
Rep. Centro-Africana	136	-1.21	-0.95	-0.68	103	-0.21	0.03	0.28	0.98
Seychelles	117	-1.13	-0.80	-0.48	98	-0.12	0.17	0.46	0.97
Guiana	75	-0.57	-0.30	-0.04	75	0.42	0.67	0.91	0.97
Panamá	71	-0.46	-0.19	0.07	67	0.49	0.73	0.98	0.93
Paquistão	142	-1.28	-1.01	-0.74	112	-0.34	-0.09	0.15	0.92
Congo	158	-1.40	-1.13	-0.86	117	-0.46	-0.21	0.03	0.92
Nicarágua	99	-0.83	-0.56	-0.29	89	0.11	0.35	0.60	0.91
Guatemala	94	-0.76	-0.49	-0.23	88	0.12	0.36	0.61	0.85
Gana	102	-0.89	-0.62	-0.35	100	-0.11	0.13	0.38	0.75
Etiópia	139	-1.25	-0.98	-0.72	120	-0.52	-0.27	-0.03	0.71
Albânia	159	-1.43	-1.16	-0.89	126	-0.70	-0.46	-0.22	0.70
Brasil	65	-0.15	0.12	0.38	64	0.49	0.74	0.98	0.62
Jordânia	130	-1.17	-0.90	-0.63	122	-0.59	-0.34	-0.10	0.56

Fonte: elaboração própria.

Tabela C7 – Instituições Políticas: países com variações negativas significativas a 90% de confiança entre 1981 e 1996

País	1981				1996				Diferença (1996-1981)
	Rank.	IC-	Inst. Pol.	IC+	Rank.	IC-	Inst. Pol.	IC+	
Nigéria	46	0.79	1.06	1.32	184	-1.85	-1.60	-1.36	-2.66
Gâmbia	55	0.45	0.72	0.99	168	-1.70	-1.45	-1.21	-2.17
Fiji	34	0.92	1.19	1.45	116	-0.45	-0.21	0.03	-1.40
Peru	41	0.87	1.14	1.40	118	-0.46	-0.21	0.03	-1.35
Zimbábue	56	0.21	0.47	0.74	137	-1.00	-0.75	-0.51	-1.23
Antígua e Barbuda	49	0.71	1.03	1.36	115	-0.48	-0.18	0.11	-1.22
Sudão	91	-0.71	-0.44	-0.18	182	-1.84	-1.60	-1.35	-1.16
Indonésia	80	-0.62	-0.35	-0.09	171	-1.74	-1.50	-1.26	-1.15
Colômbia	37	0.89	1.16	1.42	105	-0.23	0.01	0.25	-1.15
Síria	98	-0.82	-0.55	-0.29	178	-1.83	-1.59	-1.34	-1.03
Butão	100	-0.87	-0.60	-0.34	183	-1.85	-1.60	-1.36	-1.00
Catar	96	-0.82	-0.54	-0.26	173	-1.77	-1.52	-1.26	-0.97
Quênia	81	-0.63	-0.36	-0.10	159	-1.54	-1.29	-1.05	-0.93
Sri Lanka	53	0.76	1.03	1.29	102	-0.13	0.11	0.36	-0.92
Bahrain	101	-0.88	-0.61	-0.34	172	-1.76	-1.51	-1.27	-0.90
República Dominicana	28	1.09	1.36	1.62	85	0.22	0.47	0.71	-0.89
Rep. Democrática do Arábia Saudita	114	-1.09	-0.79	-0.48	181	-1.87	-1.59	-1.32	-0.81
Egito	79	-0.59	-0.32	-0.06	150	-1.35	-1.11	-0.86	-0.79
China	112	-1.04	-0.78	-0.51	177	-1.80	-1.56	-1.32	-0.79
Venezuela	21	1.21	1.48	1.74	69	0.45	0.70	0.94	-0.78
Iraque	134	-1.19	-0.93	-0.66	191	-1.94	-1.70	-1.45	-0.77
Emirados Árabes Uni	85	-0.70	-0.40	-0.10	154	-1.45	-1.17	-0.89	-0.77
Maldivas	78	-0.63	-0.31	0.01	147	-1.35	-1.06	-0.76	-0.75
Honduras	45	0.81	1.08	1.34	91	0.10	0.34	0.59	-0.74
Costa do Marfim	86	-0.68	-0.41	-0.14	151	-1.37	-1.13	-0.88	-0.71
Líbia	129	-1.15	-0.88	-0.62	180	-1.84	-1.59	-1.35	-0.71
Malásia	58	0.17	0.43	0.70	121	-0.52	-0.27	-0.03	-0.71
Ruanda	108	-1.00	-0.71	-0.43	165	-1.66	-1.42	-1.17	-0.71
Marrocos	68	-0.36	-0.09	0.17	139	-1.04	-0.79	-0.55	-0.70
Cuba	135	-1.20	-0.93	-0.66	185	-1.86	-1.61	-1.37	-0.68
Somália	143	-1.28	-1.01	-0.75	190	-1.94	-1.69	-1.45	-0.68
Kuweit	73	-0.52	-0.25	0.02	140	-1.11	-0.87	-0.62	-0.61
Suazilândia	104	-0.96	-0.69	-0.42	160	-1.54	-1.30	-1.05	-0.61
Tunísia	90	-0.72	-0.44	-0.16	146	-1.27	-1.02	-0.78	-0.58
Libéria	116	-1.07	-0.80	-0.53	164	-1.62	-1.37	-1.13	-0.57
Coreia do Norte	157	-1.39	-1.13	-0.86	191	-1.94	-1.70	-1.45	-0.57
Sérvia	105	-0.97	-0.70	-0.44	157	-1.51	-1.26	-1.02	-0.56
Camarões	111	-1.02	-0.75	-0.49	158	-1.53	-1.29	-1.04	-0.54
Mianmar (Birmânia)	151	-1.37	-1.10	-0.83	188	-1.87	-1.63	-1.39	-0.53

Fonte: elaboração própria.

Tabela C8 – Instituições Políticas: países com variações significativas a 90% de confiança entre 1996 e 2010

País	1996				2010				Diferença (2010-1996)
	Rank.	IC-	Inst. Pol.	IC+	Rank.	IC-	Inst. Pol.	IC+	
<u>Variações positivas</u>									
Sérvia	157	-1.51	-1.26	-1.02	73	0.31	0.59	0.87	1.85
Indonésia	171	-1.74	-1.50	-1.26	88	0.05	0.33	0.61	1.83
Libéria	164	-1.62	-1.37	-1.13	100	-0.22	0.06	0.35	1.44
Croácia	125	-0.70	-0.45	-0.21	66	0.44	0.72	1.01	1.18
Nigéria	184	-1.85	-1.60	-1.36	127	-0.71	-0.43	-0.15	1.17
Kosovo	174	-1.85	-1.53	-1.21	125	-0.68	-0.40	-0.12	1.13
Butão	183	-1.85	-1.60	-1.36	130	-0.76	-0.47	-0.19	1.13
Maldivas	147	-1.35	-1.06	-0.76	101	-0.24	0.05	0.35	1.11
Quênia	159	-1.54	-1.29	-1.05	118	-0.51	-0.23	0.05	1.07
Iraque	191	-1.94	-1.70	-1.45	138	-1.01	-0.73	-0.45	0.97
Tonga	128	-0.82	-0.53	-0.24	87	0.04	0.33	0.63	0.86
Gana	100	-0.11	0.13	0.38	58	0.63	0.92	1.20	0.78
Niger	163	-1.61	-1.37	-1.13	134	-0.89	-0.61	-0.33	0.76
Burundi	166	-1.68	-1.44	-1.19	140	-1.01	-0.73	-0.45	0.71
Peru	118	-0.46	-0.21	0.03	83	0.17	0.45	0.73	0.67
Albânia	126	-0.70	-0.46	-0.22	95	-0.11	0.17	0.45	0.63
Tanzânia	130	-0.81	-0.57	-0.32	110	-0.31	-0.03	0.25	0.54
<u>Variações negativas</u>									
Madagáscar	61	0.52	0.76	1.00	156	-1.39	-1.11	-0.83	-1.87
Venezuela	69	0.45	0.70	0.94	147	-1.18	-0.90	-0.61	-1.59
Rússia	94	-0.02	0.22	0.47	162	-1.50	-1.22	-0.93	-1.44
Tailândia	87	0.14	0.39	0.63	141	-1.01	-0.73	-0.45	-1.12
Etiópia	120	-0.52	-0.27	-0.03	163	-1.51	-1.23	-0.95	-0.96
Fiji	116	-0.45	-0.21	0.03	158	-1.40	-1.11	-0.83	-0.90
Ilhas Salomão	47	0.77	1.03	1.29	94	-0.11	0.18	0.46	-0.85
Sri Lanka	102	-0.13	0.11	0.36	139	-1.01	-0.73	-0.45	-0.84
Jordânia	122	-0.59	-0.34	-0.10	159	-1.40	-1.12	-0.83	-0.77
Rep. Centro-Africana	103	-0.21	0.03	0.28	137	-0.98	-0.70	-0.42	-0.73
Iémen	133	-0.90	-0.65	-0.41	172	-1.62	-1.33	-1.05	-0.68
Eritreia	152	-1.38	-1.13	-0.89	191	-2.08	-1.80	-1.52	-0.67
Equador	70	0.45	0.69	0.93	103	-0.26	0.02	0.30	-0.67
Congo	117	-0.46	-0.21	0.03	145	-1.13	-0.85	-0.57	-0.64
Tunísia	146	-1.27	-1.02	-0.78	180	-1.92	-1.64	-1.36	-0.62
Honduras	91	0.10	0.34	0.59	120	-0.51	-0.23	0.05	-0.58
Nicarágua	89	0.11	0.35	0.60	117	-0.50	-0.22	0.06	-0.57
Bolívia	60	0.53	0.78	1.02	90	-0.03	0.25	0.53	-0.53

Fonte: elaboração própria.

Tabela C9 – Instituições Econômicas: países com variações significativas a 90% de confiança entre 1996 e 2010

País	1996				2010				Diferença (2010-1996)
	Rank.	IC-	Inst. Eco.	IC+	Rank.	IC-	Inst. Eco.	IC+	
<u>Variações positivas</u>									
Libéria	177	-2.79	-2.25	-1.72	157	-1.18	-0.92	-0.66	1.33
Catar	77	-0.27	-0.04	0.19	29	1.00	1.26	1.52	1.30
Georgia	167	-2.02	-1.39	-0.75	86	-0.37	-0.09	0.19	1.30
Ruanda	166	-2.00	-1.37	-0.74	95	-0.50	-0.22	0.06	1.15
Letónia	104	-0.56	-0.32	-0.08	51	0.45	0.71	0.97	1.03
Croácia	126	-0.85	-0.62	-0.38	63	0.11	0.37	0.63	0.99
Hong Kong	44	0.53	0.76	0.99	18	1.42	1.68	1.94	0.92
Níger	164	-1.85	-1.35	-0.84	116	-0.71	-0.45	-0.19	0.90
Bahrain	79	-0.28	-0.05	0.17	52	0.44	0.70	0.96	0.75
Estônia	60	0.09	0.33	0.57	38	0.74	1.00	1.26	0.67
Lituânia	72	-0.16	0.08	0.31	50	0.46	0.72	0.98	0.65
Bulgária	123	-0.82	-0.60	-0.37	85	-0.34	-0.08	0.18	0.52
Sérvia	145	-1.14	-0.90	-0.67	105	-0.66	-0.40	-0.14	0.51
<u>Variações negativas</u>									
Itália	28	0.92	1.15	1.38	67	0.01	0.27	0.53	-0.88
Venezuela	133	-0.97	-0.74	-0.51	187	-1.87	-1.61	-1.35	-0.87
Bolívia	90	-0.41	-0.18	0.05	162	-1.24	-0.98	-0.72	-0.80
Costa do Marfim	95	-0.45	-0.22	0.01	161	-1.24	-0.98	-0.72	-0.75
Tailândia	56	0.21	0.44	0.67	100	-0.57	-0.31	-0.05	-0.75
Zimbábue	143	-1.13	-0.90	-0.67	189	-1.88	-1.62	-1.36	-0.72
Moldova	78	-0.29	-0.05	0.19	142	-1.00	-0.74	-0.48	-0.70
Grécia	31	0.86	1.09	1.32	62	0.15	0.40	0.66	-0.68
Filipinas	67	-0.02	0.20	0.43	120	-0.73	-0.47	-0.21	-0.67
Trinidad e Tobago	45	0.42	0.65	0.88	80	-0.24	0.02	0.28	-0.63
Argentina	68	-0.04	0.19	0.42	107	-0.67	-0.41	-0.15	-0.60
Indonésia	84	-0.37	-0.14	0.08	141	-1.00	-0.74	-0.48	-0.59
Equador	128	-0.87	-0.64	-0.41	173	-1.41	-1.15	-0.89	-0.51
Israel	24	1.13	1.36	1.59	43	0.60	0.86	1.12	-0.50

Fonte: elaboração própria.

Tabela C10 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Políticas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) versus modelo original, por país - 1981, 1996 e 2010

País	Método Alternativo (alpha fixo = média 1996-2010)					Modelo Original				
	1981	1996	2010	1996-1981	2010-1996	1981	1996	2010	1996-1981	2010-1996
Afganistão	-1.66	-1.66	-1.13	0.01	0.53	-1.27	-1.63	-1.13	-0.36	0.50
África do Sul	-0.66	0.96	0.60	1.62	-0.36	-0.18	1.01	0.60	1.19	-0.40
Albânia	-1.64	-0.50	0.16	1.14	0.66	-1.16	-0.46	0.17	0.70	0.63
Alemanha Oriental	-1.60	-1.12
Alemanha	1.06	1.06	1.07	0.00	0.02	1.56	1.11	1.09	-0.46	-0.02
Andorra	.	1.05	1.21	.	0.16	.	1.10	1.25	.	0.15
Angola	-1.54	-1.19	-0.97	0.35	0.22	-1.07	-1.16	-0.98	-0.10	0.18
Antígua e Barbuda	0.63	-0.21	0.32	-0.85	0.53	1.03	-0.18	0.34	-1.22	0.53
Arábia Saudita	-1.36	-1.69	-1.73	-0.34	-0.03	-0.88	-1.67	-1.75	-0.79	-0.08
Argélia	-1.27	-1.11	-0.96	0.16	0.15	-0.79	-1.08	-0.97	-0.29	0.11
Argentina	-1.19	0.62	0.47	1.81	-0.15	-0.71	0.67	0.48	1.38	-0.19
Armênia	.	-0.79	-1.03	.	-0.24	.	-0.75	-1.04	.	-0.29
Austrália	1.03	1.10	1.11	0.06	0.02	1.54	1.15	1.13	-0.39	-0.02
Áustria	1.02	1.02	1.11	0.00	0.10	1.52	1.07	1.13	-0.45	0.06
Azerbaijão	.	-1.23	-1.29	.	-0.06	.	-1.19	-1.30	.	-0.11
Bahamas	0.99	1.15	1.13	0.16	-0.02	1.40	1.19	1.16	-0.21	-0.03
Bahrain	-1.09	-1.54	-1.33	-0.45	0.21	-0.61	-1.51	-1.34	-0.90	0.17
Bangladesh	-0.54	0.35	-0.03	0.89	-0.37	-0.05	0.39	-0.03	0.45	-0.42
Barbados	0.99	1.09	1.14	0.10	0.05	1.40	1.14	1.17	-0.26	0.04
Belarus	.	-1.34	-1.77	.	-0.43	.	-1.31	-1.79	.	-0.48
Bélgica	1.12	1.10	1.16	-0.03	0.07	1.63	1.15	1.18	-0.48	0.03
Belize	0.84	1.01	1.09	0.18	0.08	1.25	1.04	1.13	-0.21	0.08
Benin	-1.50	0.60	0.52	2.09	-0.07	-1.02	0.64	0.53	1.66	-0.11
Bolívia	-1.48	0.73	0.24	2.21	-0.48	-1.00	0.78	0.25	1.78	-0.53
Bósnia-Herzegovina	.	-0.74	-0.21	.	0.53	.	-0.72	-0.20	.	0.52
Botswana	0.64	0.66	0.34	0.02	-0.32	1.14	0.71	0.35	-0.43	-0.36
Brasil	-0.37	0.69	0.54	1.06	-0.14	0.12	0.74	0.55	0.62	-0.18
Brunei	.	-1.54	-1.27	.	0.27	.	-1.54	-1.27	.	0.26
Bulgária	-1.58	0.46	0.57	2.04	0.11	-1.10	0.51	0.58	1.61	0.07
Burkina Faso	-1.14	-0.64	-0.27	0.50	0.36	-0.66	-0.60	-0.28	0.06	0.33
Burundi	-1.64	-1.47	-0.72	0.18	0.74	-1.17	-1.44	-0.73	-0.27	0.71
Butão	-1.09	-1.63	-0.47	-0.54	1.16	-0.60	-1.60	-0.47	-1.00	1.13
Cabo Verde	-1.20	0.91	1.05	2.11	0.14	-0.72	0.98	1.07	1.69	0.09
Camarões	-1.23	-1.32	-1.18	-0.09	0.14	-0.75	-1.29	-1.19	-0.54	0.10
Camboja	-1.55	-0.78	-0.83	0.77	-0.05	-1.17	-0.74	-0.84	0.43	-0.09
Canadá	1.05	1.09	1.14	0.04	0.05	1.55	1.14	1.15	-0.41	0.01
Catar	-1.02	-1.56	-1.30	-0.53	0.26	-0.54	-1.52	-1.31	-0.97	0.21
Cazaquistão	.	-0.99	-1.37	.	-0.38	.	-0.96	-1.38	.	-0.43
Chade	-1.73	-0.97	-1.31	0.76	-0.34	-1.25	-0.93	-1.33	0.32	-0.39
Chile	-1.03	0.69	1.03	1.72	0.34	-0.55	0.74	1.04	1.29	0.30
China	-1.26	-1.59	-1.68	-0.33	-0.10	-0.78	-1.56	-1.70	-0.79	-0.14
Chipre	0.96	1.06	1.10	0.10	0.04	1.47	1.11	1.12	-0.35	0.01
Cingapura	-0.61	-0.48	-0.76	0.13	-0.27	-0.12	-0.45	-0.76	-0.32	-0.32
Colômbia	0.66	-0.03	0.09	-0.69	0.13	1.16	0.01	0.10	-1.15	0.09
Comores	-0.53	-0.14	0.23	0.39	0.37	-0.02	-0.08	0.23	-0.06	0.32
Congo	-1.61	-0.25	-0.84	1.35	-0.59	-1.13	-0.21	-0.85	0.92	-0.64
Coreia do Norte	-1.61	-1.72	-1.85	-0.12	-0.12	-1.13	-1.70	-1.87	-0.57	-0.17
Coreia do Sul	-0.86	0.58	0.96	1.44	0.38	-0.37	0.63	0.98	1.00	0.35
Costa do Marfim	-0.90	-1.16	-1.56	-0.26	-0.41	-0.41	-1.13	-1.58	-0.71	-0.46
Costa Rica	1.00	1.07	1.15	0.07	0.08	1.50	1.12	1.16	-0.38	0.04
Croácia	.	-0.49	0.71	.	1.21	.	-0.45	0.72	.	1.18
Cuba	-1.41	-1.64	-1.76	-0.23	-0.12	-0.93	-1.61	-1.78	-0.68	-0.17
Dinamarca	1.10	1.10	1.20	0.00	0.10	1.60	1.15	1.22	-0.45	0.07

Fonte: elaboração própria.

Tabela C10 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Políticas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) versus modelo original, por país - 1981, 1996 e 2010 (continuação I)

País	Método Alternativo (alpha fixo = média 1996-2010)					Modelo Original				
	1981	1996	2010	1996-1981	2010-1996	1981	1996	2010	1996-1981	2010-1996
Djibouti	-0.96	-0.82	-0.98	0.14	-0.16	-0.45	-0.77	-0.99	-0.32	-0.22
Dominica	0.71	1.09	1.09	0.38	0.00	1.11	1.14	1.13	0.02	-0.01
EAU	-0.80	-1.18	-1.30	-0.38	-0.12	-0.40	-1.17	-1.32	-0.77	-0.15
Egito	-0.81	-1.14	-1.10	-0.33	0.04	-0.32	-1.11	-1.11	-0.79	0.00
El Salvador	-0.35	0.30	0.61	0.65	0.31	0.14	0.35	0.62	0.21	0.27
Equador	0.65	0.64	0.02	0.00	-0.62	1.14	0.69	0.02	-0.45	-0.67
Eritreia	.	-1.17	-1.78	.	-0.62	.	-1.13	-1.80	.	-0.67
Eslováquia	.	0.44	0.98	.	0.53	.	0.49	0.99	.	0.50
Eslovênia	.	0.98	1.07	.	0.09	.	1.04	1.09	.	0.05
Espanha	0.73	1.06	1.09	0.33	0.04	1.23	1.11	1.11	-0.12	0.00
Estônia	.	0.86	1.13	.	0.27	.	0.91	1.15	.	0.24
Etiópia	-1.46	-0.31	-1.22	1.15	-0.90	-0.98	-0.27	-1.23	0.71	-0.96
EUA	1.10	1.08	1.16	-0.02	0.08	1.60	1.13	1.17	-0.47	0.04
Fiji	0.69	-0.25	-1.10	-0.94	-0.85	1.19	-0.21	-1.11	-1.40	-0.90
Filipinas	-0.87	0.59	0.19	1.45	-0.39	-0.38	0.63	0.20	1.02	-0.44
Finlândia	0.75	1.07	1.23	0.32	0.16	1.26	1.13	1.25	-0.13	0.12
França	0.94	1.00	1.03	0.05	0.04	1.45	1.05	1.05	-0.40	0.00
Gabão	-1.39	-0.63	-0.89	0.76	-0.26	-0.91	-0.59	-0.90	0.31	-0.31
Gâmbia	0.22	-1.48	-0.99	-1.70	0.49	0.72	-1.45	-1.00	-2.17	0.45
Gana	-1.10	0.09	0.90	1.19	0.81	-0.62	0.13	0.92	0.75	0.78
Georgia	.	-0.13	-0.23	.	-0.10	.	-0.09	-0.23	.	-0.14
Granada	-1.19	1.07	1.08	2.26	0.01	-0.80	1.11	1.11	1.92	0.00
Grécia	0.94	0.95	0.98	0.01	0.02	1.45	1.01	0.99	-0.44	-0.02
Guatemala	-0.97	0.32	-0.07	1.29	-0.39	-0.49	0.36	-0.07	0.85	-0.43
Guiana	-0.79	0.62	0.52	1.40	-0.10	-0.30	0.67	0.53	0.97	-0.14
Guiné Equatorial	-1.54	-1.48	-1.71	0.06	-0.23	-1.06	-1.44	-1.73	-0.37	-0.29
Guiné	-1.64	-1.00	-0.57	0.64	0.42	-1.16	-0.97	-0.58	0.19	0.39
Guiné-Bissau	-1.33	0.12	-0.25	1.45	-0.37	-0.85	0.17	-0.25	1.02	-0.42
Haiti	-1.51	-0.05	-0.49	1.46	-0.44	-1.03	-0.01	-0.50	1.02	-0.49
Holanda	1.05	1.08	1.15	0.03	0.07	1.55	1.13	1.16	-0.42	0.03
Honduras	0.58	0.30	-0.23	-0.28	-0.53	1.08	0.34	-0.23	-0.74	-0.58
Hong Kong	-0.26	-0.18	-0.30	0.07	-0.11	0.15	-0.15	-0.30	-0.30	-0.15
Hungria	-1.29	1.00	0.98	2.29	-0.03	-0.81	1.06	0.99	1.87	-0.07
Iêmen do Sul	-1.29	-0.81
Iêmen	-1.26	-0.69	-1.32	0.57	-0.63	-0.78	-0.65	-1.33	0.13	-0.68
Ilhas Marshall	.	1.14	1.07	.	-0.07	.	1.19	1.10	.	-0.08
Ilhas Salomão	0.51	0.96	0.17	0.45	-0.79	1.03	1.03	0.18	0.00	-0.85
Índia	0.59	0.64	0.53	0.05	-0.11	1.09	0.69	0.54	-0.40	-0.15
Indonésia	-0.84	-1.53	0.32	-0.69	1.85	-0.35	-1.50	0.33	-1.15	1.83
Irã	-1.30	-1.29	-1.50	0.01	-0.22	-0.82	-1.26	-1.52	-0.43	-0.26
Iraque	-1.40	-1.72	-0.72	-0.32	1.00	-0.93	-1.70	-0.73	-0.77	0.97
Irlanda	1.04	1.02	1.17	-0.01	0.15	1.54	1.07	1.19	-0.46	0.11
Islândia	1.15	1.13	1.23	-0.02	0.10	1.56	1.16	1.26	-0.40	0.10
Israel	0.65	0.95	0.82	0.30	-0.14	1.15	1.01	0.83	-0.14	-0.18
Itália	1.03	0.99	0.93	-0.04	-0.06	1.53	1.04	0.95	-0.49	-0.09
Jamaica	0.72	0.80	0.76	0.09	-0.04	1.22	0.85	0.77	-0.36	-0.08
Japão	1.05	1.05	1.11	0.00	0.06	1.55	1.10	1.13	-0.45	0.03
Jordânia	-1.38	-0.38	-1.10	1.00	-0.72	-0.90	-0.34	-1.12	0.56	-0.77
Kosovo	-1.56	-1.56	-0.40	0.00	1.16	-1.18	-1.53	-0.40	-0.35	1.13
Kuweit	-0.74	-0.90	-0.51	-0.16	0.39	-0.25	-0.87	-0.52	-0.61	0.35
Laos	-1.44	-1.50	-1.68	-0.05	-0.19	-0.97	-1.47	-1.70	-0.50	-0.23
Lesoto	-0.79	-0.05	0.15	0.74	0.20	-0.30	-0.01	0.16	0.29	0.17
Letônia	.	0.69	0.61	.	-0.08	.	0.74	0.62	.	-0.12

Fonte: elaboração própria.

Tabela C10 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Políticas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) versus modelo original, por país - 1981, 1996 e 2010 (continuação II)

País	Método Alternativo (alpha fixo = média 1996-2010)					Modelo Original				
	1981	1996	2010	1996-1981	2010-1996	1981	1996	2010	1996-1981	2010-1996
Libano	-1.02	-0.96	-0.45	0.06	0.51	-0.54	-0.94	-0.45	-0.40	0.48
Libéria	-1.28	-1.40	0.06	-0.12	1.47	-0.80	-1.37	0.06	-0.57	1.44
Líbia	-1.36	-1.62	-1.80	-0.26	-0.18	-0.88	-1.59	-1.82	-0.71	-0.23
Liechtenstein	.	1.05	1.20	.	0.15	.	1.10	1.24	.	0.13
Lituânia	.	1.05	0.93	.	-0.12	.	1.10	0.95	.	-0.16
Luxemburgo	1.16	1.14	1.23	-0.02	0.09	1.58	1.17	1.26	-0.41	0.09
Macedónia	.	0.10	0.19	.	0.09	.	0.14	0.19	.	0.05
Madagáscar	-1.22	0.71	-1.10	1.93	-1.81	-0.74	0.76	-1.11	1.50	-1.87
Malásia	-0.06	-0.31	-0.42	-0.25	-0.11	0.43	-0.27	-0.43	-0.71	-0.15
Malavi	-1.31	0.49	0.05	1.80	-0.45	-0.83	0.54	0.05	1.37	-0.49
Maldivas	-0.70	-1.08	0.04	-0.38	1.12	-0.31	-1.06	0.05	-0.75	1.11
Mali	-1.46	0.69	0.66	2.14	-0.02	-0.98	0.73	0.67	1.72	-0.06
Malta	0.63	1.09	1.06	0.45	-0.03	1.03	1.13	1.09	0.10	-0.04
Marrocos	-0.58	-0.83	-0.95	-0.25	-0.12	-0.09	-0.79	-0.96	-0.70	-0.17
Mauritânia	-1.47	-1.11	-0.76	0.36	0.35	-1.00	-1.08	-0.76	-0.08	0.31
Mauritius	0.80	0.89	1.00	0.09	0.10	1.30	0.94	1.01	-0.36	0.07
México	-0.14	-0.07	0.02	0.07	0.09	0.35	-0.03	0.02	-0.38	0.05
Mianmar	-1.58	-1.66	-1.77	-0.08	-0.11	-1.10	-1.63	-1.79	-0.53	-0.15
Micronésia	.	1.05	1.02	.	-0.02	.	1.09	1.06	.	-0.04
Moçambique	-1.57	0.25	-0.21	1.82	-0.46	-1.09	0.30	-0.21	1.39	-0.51
Moldova	.	0.15	-0.01	.	-0.16	.	0.19	0.00	.	-0.20
Monaco	.	.	1.19	1.25	.	.
Mongólia	-1.58	0.73	0.63	2.31	-0.10	-1.10	0.78	0.64	1.88	-0.14
Montenegro	.	.	0.31	0.31	.	.
Namíbia	-1.23	0.53	0.49	1.76	-0.03	-0.85	0.58	0.50	1.42	-0.07
Nauru	0.71	1.16	1.03	0.45	-0.12	1.11	1.20	1.07	0.09	-0.13
Nepal	-0.26	0.07	-0.29	0.33	-0.36	0.23	0.11	-0.29	-0.11	-0.40
Nicarágua	-1.04	0.30	-0.22	1.35	-0.52	-0.56	0.35	-0.22	0.91	-0.57
Níger	-1.39	-1.40	-0.61	-0.01	0.79	-0.91	-1.37	-0.61	-0.46	0.76
Nigéria	0.56	-1.63	-0.43	-2.19	1.20	1.06	-1.60	-0.43	-2.66	1.17
Noruega	1.11	1.12	1.22	0.01	0.11	1.61	1.17	1.24	-0.44	0.07
Nova Zelândia	1.12	1.11	1.18	0.00	0.07	1.62	1.17	1.20	-0.45	0.03
Oman	-1.38	-1.35	-1.28	0.03	0.07	-0.90	-1.32	-1.29	-0.41	0.03
Palau	.	1.05	1.20	.	0.15	.	1.10	1.24	.	0.13
Panamá	-0.68	0.68	0.72	1.36	0.04	-0.19	0.73	0.73	0.93	0.00
Papua Nova Guiné	0.48	0.45	0.02	-0.03	-0.43	0.98	0.49	0.02	-0.48	-0.47
Paquistão	-1.49	-0.13	-0.43	1.35	-0.30	-1.01	-0.09	-0.44	0.92	-0.34
Paraguai	-0.85	-0.02	0.13	0.84	0.14	-0.37	0.02	0.13	0.39	0.11
Peru	0.64	-0.25	0.44	-0.89	0.70	1.14	-0.21	0.45	-1.35	0.67
Polónia	-1.36	0.96	1.03	2.32	0.07	-0.88	1.01	1.04	1.89	0.03
Portugal	0.67	1.06	1.07	0.39	0.01	1.17	1.12	1.09	-0.05	-0.03
Quênia	-0.85	-1.32	-0.23	-0.48	1.10	-0.36	-1.29	-0.23	-0.93	1.07
Quirguistão	.	-0.52	-0.68	.	-0.16	.	-0.48	-0.68	.	-0.20
Quiribati	0.63	1.08	1.05	0.45	-0.03	1.04	1.12	1.08	0.08	-0.05
R. D. do Congo	-1.18	-1.60	-1.06	-0.42	0.54	-0.79	-1.59	-1.07	-0.81	0.52
Reino Unido	0.99	1.01	1.14	0.01	0.13	1.50	1.06	1.15	-0.44	0.09
Rep. Centro-Africana	-1.43	-0.01	-0.69	1.41	-0.68	-0.95	0.03	-0.70	0.98	-0.73
Rep. Dominicana	0.86	0.42	0.55	-0.43	0.13	1.36	0.47	0.56	-0.89	0.09
República Checa	-1.58	1.02	1.05	2.60	0.02	-1.10	1.07	1.06	2.17	-0.01
Romênia	-1.57	0.58	0.46	2.15	-0.13	-1.09	0.63	0.46	1.72	-0.17
Ruanda	-1.22	-1.45	-1.35	-0.23	0.09	-0.71	-1.42	-1.37	-0.71	0.05
Rússia	-1.33	0.18	-1.20	1.51	-1.38	-0.85	0.22	-1.22	1.07	-1.44
S. Cristóvão e Neves	.	1.08	1.04	.	-0.04	.	1.12	1.07	.	-0.06

Fonte: elaboração própria.

Tabela C10 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Políticas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) versus modelo original, por país - 1981, 1996 e 2010 (continuação III)

País	Método Alternativo (alpha fixo = média 1996-2010)					Modelo Original				
	1981	1996	2010	1996-1981	2010-1996	1981	1996	2010	1996-1981	2010-1996
S. Tomé e Príncipe	-1.19	0.89	0.70	2.08	-0.19	-0.80	0.93	0.73	1.74	-0.21
S. Vicente e Granadinas	0.63	0.72	1.17	0.09	0.45	1.03	0.76	1.20	-0.28	0.44
Samoa	-0.26	0.64	0.69	0.90	0.05	0.15	0.68	0.72	0.53	0.03
San Marino	.	1.05	1.17	.	0.11	.	1.10	1.20	.	0.10
Santa Lúcia	0.76	1.11	1.19	0.35	0.08	1.16	1.16	1.22	-0.01	0.07
Senegal	-0.16	-0.20	0.00	-0.04	0.21	0.33	-0.16	0.01	-0.49	0.17
Serra Leoa	-0.93	-0.28	0.10	0.65	0.38	-0.44	-0.24	0.10	0.21	0.34
Sérvia	-1.18	-1.29	0.58	-0.11	1.87	-0.70	-1.26	0.59	-0.56	1.85
Seychelles	-1.19	0.13	-0.08	1.32	-0.22	-0.80	0.17	-0.07	0.97	-0.23
Síria	-1.03	-1.61	-1.67	-0.58	-0.06	-0.55	-1.59	-1.69	-1.03	-0.11
Somália	-1.49	-1.72	-1.74	-0.23	-0.02	-1.01	-1.69	-1.76	-0.68	-0.06
Sri Lanka	0.53	0.07	-0.72	-0.46	-0.79	1.03	0.11	-0.73	-0.92	-0.84
Suazilândia	-1.17	-1.33	-1.62	-0.16	-0.29	-0.69	-1.30	-1.64	-0.61	-0.34
Sudão	-0.93	-1.63	-1.44	-0.70	0.18	-0.44	-1.60	-1.46	-1.16	0.14
Suécia	1.10	1.10	1.22	-0.01	0.13	1.60	1.15	1.24	-0.46	0.09
Suíça	1.10	1.10	1.20	0.00	0.10	1.60	1.15	1.22	-0.45	0.07
Suriname	-1.55	0.25	0.77	1.80	0.52	-1.17	0.29	0.80	1.46	0.51
Tailândia	-0.05	0.34	-0.72	0.39	-1.06	0.44	0.39	-0.73	-0.06	-1.12
Taiwan	-0.79	0.63	1.03	1.42	0.40	-0.30	0.68	1.04	0.98	0.37
Tajiquistão	.	-1.58	-1.28	.	0.29	.	-1.55	-1.30	.	0.25
Tanzânia	-1.18	-0.61	-0.03	0.58	0.57	-0.70	-0.57	-0.03	0.13	0.54
Timor-Leste	.	.	0.41	0.41	.	.
Togo	-1.58	-0.99	-0.88	0.59	0.11	-1.10	-0.96	-0.89	0.14	0.07
Tonga	-0.83	-0.56	0.31	0.27	0.87	-0.44	-0.53	0.33	-0.09	0.86
Trinidad e Tobago	0.92	0.94	0.84	0.02	-0.11	1.42	1.00	0.85	-0.43	-0.15
Tunísia	-0.92	-1.06	-1.62	-0.13	-0.56	-0.44	-1.02	-1.64	-0.58	-0.62
Turkmenistan	.	-1.65	-1.84	.	-0.18	.	-1.63	-1.86	.	-0.23
Turquia	-0.90	-0.05	-0.05	0.85	0.00	-0.41	-0.01	-0.05	0.40	-0.04
Tuvalu	1.07	1.05	0.96	-0.01	-0.09	1.49	1.10	0.99	-0.39	-0.11
Ucrânia	.	0.15	-0.01	.	-0.15	.	0.19	0.00	.	-0.20
Uganda	-0.71	-0.42	-0.66	0.29	-0.24	-0.23	-0.38	-0.67	-0.16	-0.28
Uruguai	-0.75	1.01	1.07	1.76	0.06	-0.26	1.07	1.09	1.33	0.02
Uzbequistão	.	-1.62	-1.81	.	-0.20	.	-1.59	-1.83	.	-0.24
Vanuatu	0.63	0.93	0.70	0.30	-0.23	1.04	0.97	0.73	-0.07	-0.24
Venezuela	0.97	0.65	-0.89	-0.33	-1.53	1.48	0.70	-0.90	-0.78	-1.59
Vietnã	-1.53	-1.53	-1.66	0.00	-0.13	-1.05	-1.50	-1.68	-0.45	-0.18
Zâmbia	-0.90	-0.60	-0.07	0.30	0.53	-0.41	-0.56	-0.07	-0.15	0.49
Zimbábue	-0.02	-0.79	-1.25	-0.77	-0.46	0.47	-0.75	-1.26	-1.23	-0.51
=====	===	===	===	===	===	===	===	===	===	===
Média	-0.47	-0.04	0.00	0.42	0.03	0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.01
Média (amostra balanceada)	-0.45	-0.03	-0.01							
Desvio-Padrão	0.99	0.99	0.99			1.00	1.00	1.00		
Número de países	166	192	195			166	192	195		
Máximo	1.16	1.16	1.23			1.63	1.20	1.26		
Mediana	-0.85	0.14	0.10			-0.38	0.18	0.10		
Mínimo	-1.73	-1.72	-1.85			-1.27	-1.70	-1.87		

Fonte: elaboração própria.

Tabela C11 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Econômicas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) versus modelo original, por país - 1996 e 2010

País	Método Alternativo (alpha fixo = média 1996-2010)			Modelo Original		
	1996	2010	2010-1996	1996	2010	2010-1996
Afganistão	-1.70	-1.55	0.15	-1.70	-1.61	0.09
África do Sul	0.34	0.14	-0.19	0.41	0.14	-0.28
Albânia	-0.84	-0.43	0.41	-0.80	-0.45	0.35
Alemanha Oriental
Alemanha	1.65	1.64	-0.01	1.78	1.65	-0.12
Andorra	1.35	1.36	0.02	1.45	1.36	-0.09
Angola	-1.33	-0.93	0.40	-1.31	-0.95	0.36
Antígua e Barbuda	0.88	1.23	0.35	0.97	1.23	0.26
Arábia Saudita	-0.16	0.23	0.39	-0.10	0.23	0.33
Argélia	-0.82	-0.59	0.23	-0.78	-0.60	0.18
Argentina	0.12	-0.40	-0.52	0.19	-0.41	-0.60
Armênia	-0.46	-0.32	0.14	-0.50	-0.33	0.17
Austrália	1.45	1.86	0.41	1.57	1.87	0.31
Áustria	1.77	1.76	-0.01	1.90	1.78	-0.12
Azerbaijão	-0.99	-0.86	0.13	-0.98	-0.89	0.09
Bahamas	0.92	0.85	-0.07	1.02	0.86	-0.17
Bahrain	-0.11	0.70	0.81	-0.05	0.70	0.75
Bangladesh	-0.69	-0.69	0.00	-0.66	-0.71	-0.06
Barbados	1.14	1.10	-0.04	1.15	1.08	-0.07
Belarus	-0.55	-0.82	-0.27	-0.60	-0.84	-0.24
Bélgica	1.42	1.47	0.05	1.53	1.48	-0.05
Belize	0.23	-0.16	-0.39	0.21	-0.19	-0.40
Benin	-0.42	-0.79	-0.37	-0.46	-0.83	-0.37
Bolívia	-0.23	-0.96	-0.72	-0.18	-0.98	-0.80
Bósnia-Herzegovina	-0.29	-0.26	0.03	-0.24	-0.29	-0.06
Botswana	0.46	0.76	0.30	0.54	0.76	0.22
Brasil	-0.17	-0.14	0.03	-0.11	-0.15	-0.04
Brunei	1.07	1.00	-0.07	1.24	1.00	-0.25
Bulgária	-0.64	-0.07	0.57	-0.60	-0.08	0.52
Burkina Faso	-0.23	-0.08	0.15	-0.17	-0.09	0.08
Burundi	-1.44	-0.79	0.66	-1.53	-0.83	0.70
Butão	0.41	0.21	-0.20	0.48	0.19	-0.30
Cabo Verde	0.85	0.56	-0.29	0.65	0.54	-0.11
Camarões	-1.31	-0.82	0.49	-1.29	-0.84	0.45
Camboja	-1.00	-1.06	-0.06	-0.98	-1.10	-0.12
Canadá	1.57	1.94	0.37	1.69	1.95	0.27
Catar	-0.11	1.26	1.37	-0.04	1.26	1.30
Cazaquistão	-1.16	-0.96	0.20	-1.14	-0.98	0.16
Chade	-0.97	-1.27	-0.30	-1.03	-1.32	-0.29
Chile	1.22	1.40	0.18	1.33	1.41	0.08
China	-0.29	-0.40	-0.11	-0.24	-0.42	-0.18
Chipre	1.16	1.27	0.11	1.27	1.28	0.01
Cingapura	1.43	2.02	0.59	1.55	2.03	0.49
Colômbia	-0.35	-0.21	0.14	-0.30	-0.22	0.07
Comores	-1.00	-0.74	0.25	-0.97	-0.73	0.24
Congo	-1.31	-1.02	0.29	-1.29	-1.05	0.24
Coreia do Norte	-1.42	-1.31	0.11	-1.40	-1.34	0.07
Coreia do Sul	0.74	0.88	0.15	0.83	0.89	0.06
Costa do Marfim	-0.28	-0.95	-0.68	-0.22	-0.98	-0.75
Costa Rica	0.55	0.61	0.07	0.63	0.61	-0.02
Croácia	-0.64	0.38	1.02	-0.62	0.37	0.99
Cuba	-0.54	-0.16	0.38	-0.50	-0.17	0.33
Dinamarca	1.79	2.07	0.27	1.92	2.08	0.16

Fonte: elaboração própria.

Tabela C11 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Econômicas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) versus modelo original, por país - 1996 e 2010 (continuação I)

País	Método Alternativo (alpha fixo = média 1996-2010)			Modelo Original		
	1996	2010	2010-1996	1996	2010	2010-1996
Djibouti	-0.51	-0.41	0.10	-0.56	-0.45	0.11
Dominica	0.76	0.83	0.07	0.85	0.86	0.01
EAU	0.24	0.68	0.43	0.32	0.68	0.36
Egito	-0.03	0.12	0.16	0.03	0.12	0.08
El Salvador	-0.88	-0.42	0.46	-0.85	-0.43	0.41
Equador	-0.68	-1.13	-0.45	-0.64	-1.15	-0.51
Eritreia	0.06	-0.68	-0.73	0.12	-0.71	-0.83
Eslováquia	0.30	0.78	0.48	0.37	0.78	0.40
Eslovênia	1.06	1.26	0.20	1.15	1.27	0.12
Espanha	1.48	1.26	-0.23	1.60	1.26	-0.34
Estônia	0.27	1.00	0.72	0.33	1.00	0.67
Etiópia	-1.04	-0.62	0.42	-1.02	-0.64	0.38
EUA	1.49	1.71	0.22	1.61	1.73	0.12
Fiji	0.25	-0.69	-0.94	0.23	-0.68	-0.91
Filipinas	0.14	-0.45	-0.59	0.20	-0.47	-0.67
Finlândia	1.87	2.01	0.14	2.00	2.03	0.02
França	1.39	1.46	0.07	1.50	1.47	-0.03
Gabão	-0.87	-0.42	0.45	-0.84	-0.43	0.41
Gâmbia	-0.32	-0.45	-0.13	-0.26	-0.46	-0.20
Gana	-0.23	0.02	0.25	-0.18	0.01	0.19
Georgia	-1.31	-0.06	1.25	-1.39	-0.09	1.30
Granada	0.53	0.32	-0.20	0.60	0.31	-0.30
Grécia	0.99	0.41	-0.58	1.09	0.40	-0.68
Guatemala	-0.81	-0.68	0.13	-0.77	-0.70	0.07
Guiana	-0.44	-0.47	-0.03	-0.38	-0.48	-0.10
Guiné Equatorial	-1.17	-0.97	0.20	-1.15	-1.01	0.14
Guiné	-0.92	-1.41	-0.49	-0.88	-1.44	-0.56
Guiné-Bissau	-1.52	-1.18	0.34	-1.44	-1.15	0.29
Haiti	-1.59	-1.38	0.21	-1.57	-1.40	0.17
Holanda	1.80	1.90	0.10	1.93	1.92	-0.01
Honduras	-0.97	-1.00	-0.03	-0.94	-1.03	-0.08
Hong Kong	0.67	1.67	1.00	0.76	1.68	0.92
Hungria	0.91	0.80	-0.11	1.00	0.80	-0.21
Iêmen do Sul
Iêmen	-0.85	-0.82	0.03	-0.82	-0.84	-0.02
Ilhas Marshall
Ilhas Salomão	.	-0.74	.	.	-0.73	.
Índia	0.02	-0.16	-0.19	0.09	-0.18	-0.27
Indonésia	-0.20	-0.72	-0.52	-0.14	-0.74	-0.59
Irã	-0.88	-1.00	-0.12	-0.85	-1.03	-0.18
Iraque	-1.32	-1.51	-0.19	-1.31	-1.56	-0.25
Irlanda	1.46	1.73	0.27	1.58	1.75	0.17
Islândia	1.60	1.69	0.09	1.73	1.71	-0.02
Israel	1.25	0.85	-0.40	1.36	0.86	-0.50
Itália	1.05	0.28	-0.77	1.15	0.27	-0.88
Jamaica	-0.30	-0.04	0.26	-0.25	-0.05	0.20
Japão	0.95	1.35	0.40	1.04	1.36	0.31
Jordânia	0.22	0.16	-0.06	0.29	0.15	-0.14
Kosovo	.	-0.54	.	.	-0.60	.
Kuweit	0.47	0.57	0.10	0.55	0.57	0.02
Laos	-0.86	-0.91	-0.05	-0.92	-0.95	-0.03
Lesoto	-0.13	0.09	0.22	-0.17	0.06	0.23
Letônia	-0.35	0.71	1.07	-0.32	0.71	1.03

Fonte: elaboração própria.

Tabela C11 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Econômicas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) versus modelo original, por país - 1996 e 2010 (continuação II)

País	Método Alternativo (alpha fixo = média 1996-2010)			Modelo Original		
	1996	2010	2010-1996	1996	2010	2010-1996
Líbano	-0.15	-0.26	-0.11	-0.09	-0.28	-0.19
Libéria	-2.30	-0.90	1.41	-2.25	-0.92	1.33
Líbia	-1.01	-0.85	0.16	-0.99	-0.88	0.11
Liechtenstein	1.35	1.82	0.48	1.45	1.80	0.35
Lituânia	0.03	0.72	0.70	0.08	0.72	0.65
Luxemburgo	2.01	1.80	-0.20	2.15	1.82	-0.33
Macedónia	-0.48	-0.39	0.09	-0.43	-0.42	0.01
Madagáscar	-0.63	-0.42	0.20	-0.58	-0.44	0.14
Malásia	0.51	0.43	-0.08	0.59	0.42	-0.17
Malavi	-0.46	-0.39	0.07	-0.42	-0.41	0.01
Maldivas	0.53	-0.51	-1.03	0.60	-0.50	-1.10
Mali	-0.67	-0.41	0.26	-0.63	-0.42	0.20
Malta	0.83	1.55	0.72	0.93	1.56	0.63
Marrocos	0.22	0.00	-0.21	0.29	-0.01	-0.29
Mauritânia	-0.17	-0.43	-0.26	-0.21	-0.47	-0.26
Mauritius	0.77	0.95	0.18	0.86	0.94	0.08
México	-0.43	-0.06	0.37	-0.39	-0.07	0.31
Mianmar	-1.35	-1.52	-0.17	-1.34	-1.55	-0.21
Micronésia	.	-0.95	.	.	-0.87	.
Moçambique	-0.50	-0.33	0.17	-0.45	-0.34	0.11
Moldova	-0.09	-0.72	-0.63	-0.05	-0.74	-0.70
Monaco
Mongólia	-0.22	-0.30	-0.08	-0.16	-0.31	-0.16
Montenegro	.	-0.17	.	.	-0.20	.
Namíbia	0.23	0.52	0.29	0.30	0.52	0.22
Nauru
Nepal	-0.17	-0.80	-0.62	-0.21	-0.84	-0.63
Nicarágua	-0.51	-0.78	-0.26	-0.47	-0.80	-0.33
Níger	-1.37	-0.43	0.94	-1.35	-0.45	0.90
Nigéria	-1.17	-1.18	-0.01	-1.15	-1.21	-0.06
Noruega	1.92	2.01	0.09	2.06	2.03	-0.02
Nova Zelândia	1.87	2.05	0.18	2.00	2.06	0.06
Oman	0.50	0.66	0.16	0.59	0.66	0.07
Palau
Panamá	-0.17	0.04	0.22	-0.11	0.03	0.15
Papua Nova Guiné	-0.58	-0.78	-0.21	-0.53	-0.80	-0.27
Paquistão	-0.63	-0.71	-0.08	-0.59	-0.73	-0.14
Paraguai	-0.69	-0.56	0.13	-0.65	-0.58	0.07
Peru	-0.31	-0.25	0.06	-0.26	-0.26	0.00
Polónia	0.86	0.81	-0.05	0.95	0.81	-0.14
Portugal	1.40	1.29	-0.11	1.52	1.30	-0.22
Quênia	-0.93	-1.04	-0.12	-0.90	-1.07	-0.17
Quirguistão	-0.53	-1.35	-0.82	-0.49	-1.40	-0.91
Quiribati	.	0.29	.	.	0.32	.
R. D. do Congo	-2.04	-1.42	0.62	-2.04	-1.45	0.59
Reino Unido	1.75	1.78	0.04	1.87	1.80	-0.07
Rep. Centro-Africana	-1.46	-0.85	0.61	-1.46	-0.90	0.56
Rep. Dominicana	-0.31	-0.53	-0.22	-0.26	-0.55	-0.29
República Checa	0.82	1.05	0.23	0.91	1.05	0.14
Romênia	-0.07	0.04	0.12	-0.01	0.03	0.05
Ruanda	-1.29	-0.19	1.10	-1.37	-0.22	1.15
Rússia	-0.83	-0.89	-0.07	-0.79	-0.92	-0.12
S. Cristóvão e Neves	.	1.23	.	.	1.23	.

Fonte: elaboração própria.

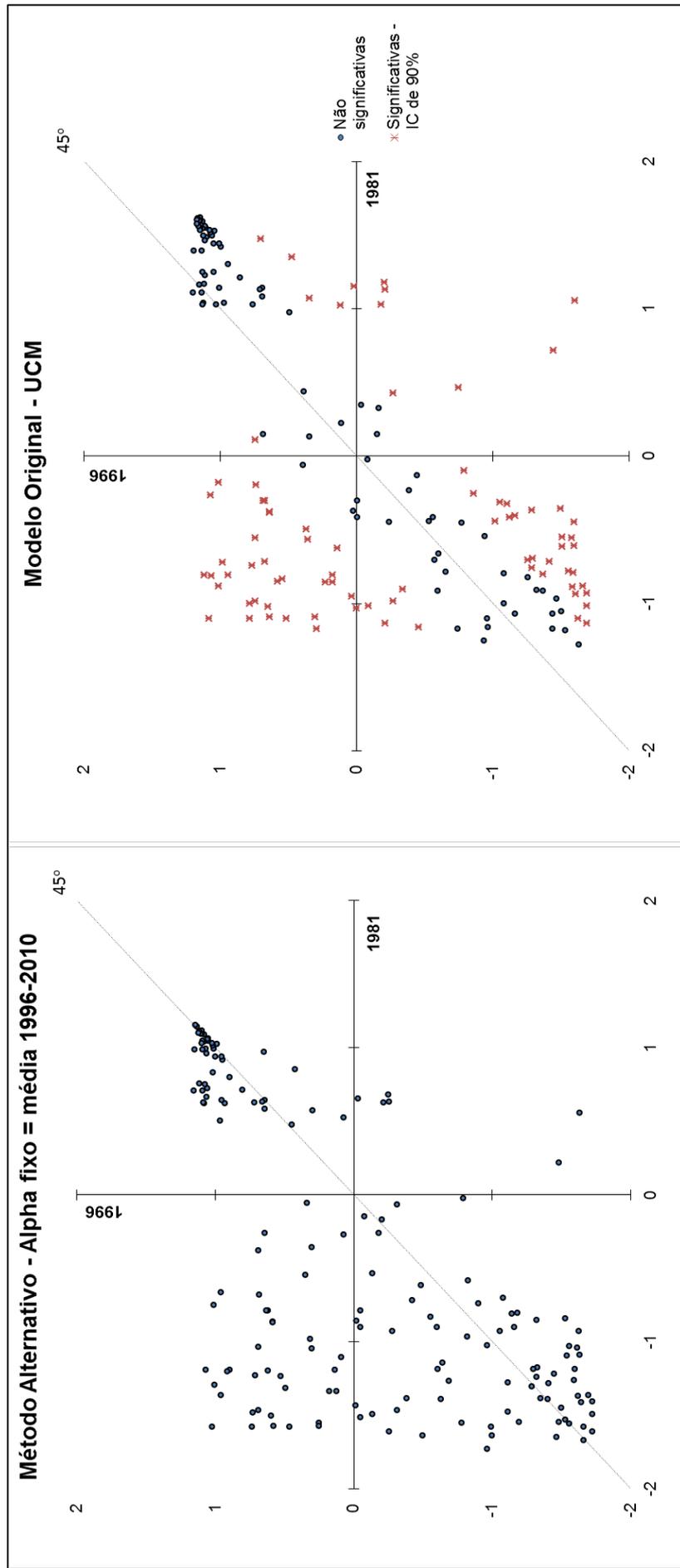
Tabela C11 – Estimativas de Indicadores Agregados das Instituições Econômicas: método alternativo (alpha fixo = média 1996-2010) versus modelo original, por país - 1996 e 2010 (continuação III)

País	Método Alternativo (alpha fixo = média 1996-2010)			Modelo Original		
	1996	2010	2009- 1996	1996	2010	2010- 1996
S. Tomé e Príncipe	0.06	-0.51	-0.57	0.12	-0.55	-0.67
S. Vicente e Granadinas	.	1.13	.	.	1.16	.
Samoa	0.44	0.26	-0.17	0.42	0.29	-0.14
San Marino
Santa Lúcia	.	1.07	.	.	1.11	.
Senegal	-0.25	-0.58	-0.33	-0.20	-0.60	-0.41
Serra Leoa	-1.49	-1.00	0.49	-1.47	-1.02	0.45
Sérvia	-0.94	-0.38	0.56	-0.90	-0.40	0.51
Seychelles	0.88	0.27	-0.61	0.97	0.25	-0.72
Síria	-0.48	-0.59	-0.11	-0.43	-0.60	-0.17
Somália	-2.37	-2.01	0.36	-2.33	-2.06	0.26
Sri Lanka	-0.05	0.07	0.12	0.01	0.06	0.05
Suazilândia	-0.15	-0.10	0.04	-0.18	-0.14	0.05
Sudão	-1.38	-0.90	0.48	-1.37	-0.93	0.43
Suécia	1.90	2.09	0.18	2.04	2.11	0.07
Suíça	1.84	1.81	-0.03	1.97	1.82	-0.15
Suriname	-0.48	-0.18	0.30	-0.43	-0.20	0.23
Tailândia	0.37	-0.29	-0.66	0.44	-0.31	-0.75
Taiwan	0.73	1.01	0.28	0.82	1.01	0.19
Tajiquistão	-1.46	-1.38	0.09	-1.46	-1.42	0.03
Tanzânia	-0.46	-0.61	-0.14	-0.42	-0.62	-0.21
Timor-Leste	.	-1.14	.	.	-1.19	.
Togo	-0.76	-0.78	-0.02	-0.65	-0.80	-0.15
Tonga	.	-0.45	.	.	-0.44	.
Trinidad e Tobago	0.57	0.03	-0.53	0.65	0.02	-0.63
Tunísia	-0.02	0.11	0.12	0.04	0.10	0.05
Turkmenistan	-0.64	-1.38	-0.73	-0.61	-1.43	-0.82
Turquia	-0.28	0.06	0.33	-0.22	0.05	0.27
Tuvalu	.	0.45	.	.	0.44	.
Ucrânia	-0.95	-0.97	-0.02	-0.93	-0.99	-0.06
Uganda	-0.59	-0.35	0.24	-0.54	-0.36	0.18
Uruguai	0.42	0.80	0.38	0.50	0.80	0.31
Uzbequistão	-0.96	-1.30	-0.33	-0.94	-1.35	-0.41
Vanuatu	.	0.59	.	.	0.61	.
Venezuela	-0.78	-1.58	-0.80	-0.74	-1.61	-0.87
Vietnã	-0.23	-0.42	-0.19	-0.17	-0.43	-0.26
Zâmbia	-0.71	-0.55	0.16	-0.67	-0.56	0.11
Zimbábue	-0.93	-1.59	-0.66	-0.90	-1.62	-0.72
=====	===	===	=== =	===	===	===
Média	-0.06	0.01	0.07	-0.01	0.00	0.00
Média (amostra balanceada)	-0.06	0.01				
Desvio-Padrão	0.98	0.99		1.01	1.00	
Número de países	178	190		178	190	
Máximo	2.01	2.09		2.15	2.11	
Mediana	-0.22	-0.20		-0.18	-0.22	
Mínimo	-2.37	-2.01		-2.33	-2.06	

Fonte: elaboração própria.

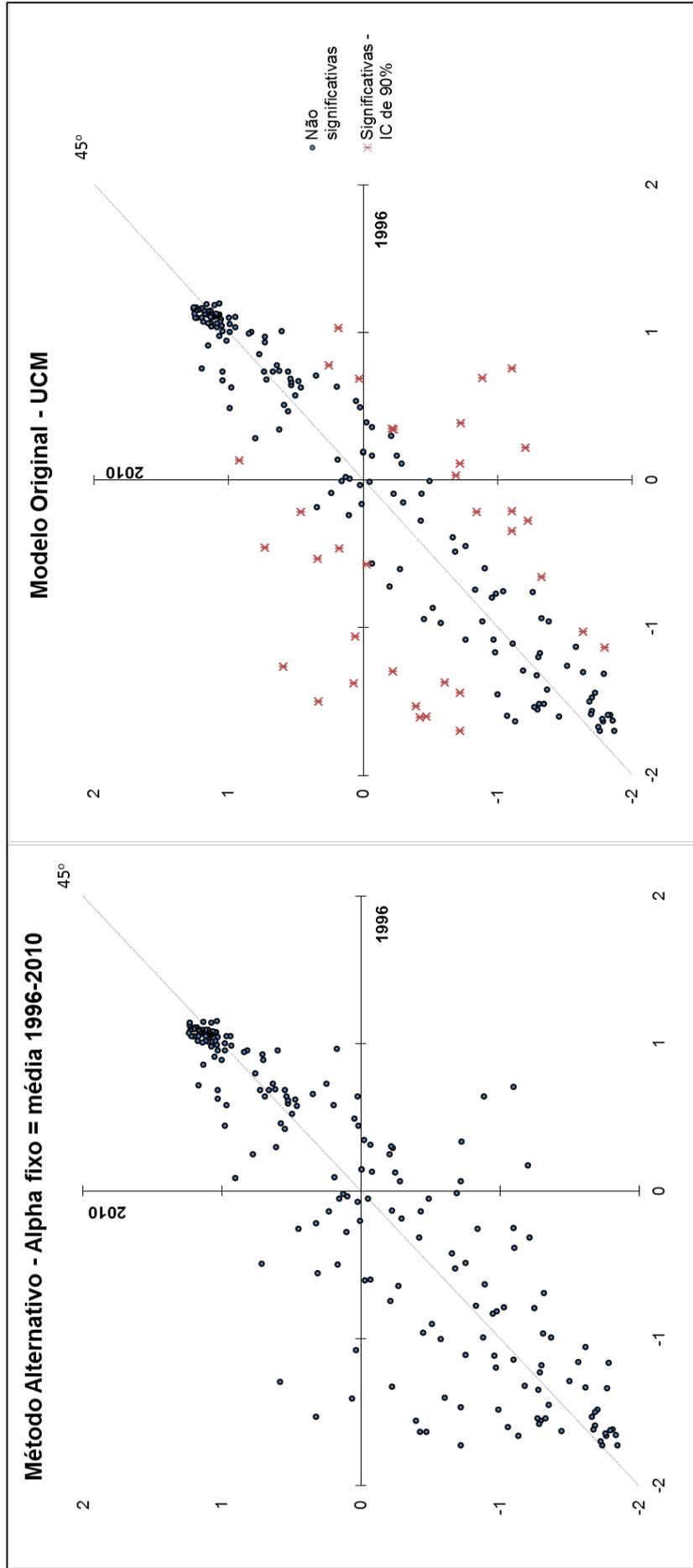
APÊNDICE D – FIGURAS DO CAPÍTULO 2

Figura D1 – Variações Intertemporais das Instituições Políticas (por país): método alternativo versus modelo original – 1981-1996



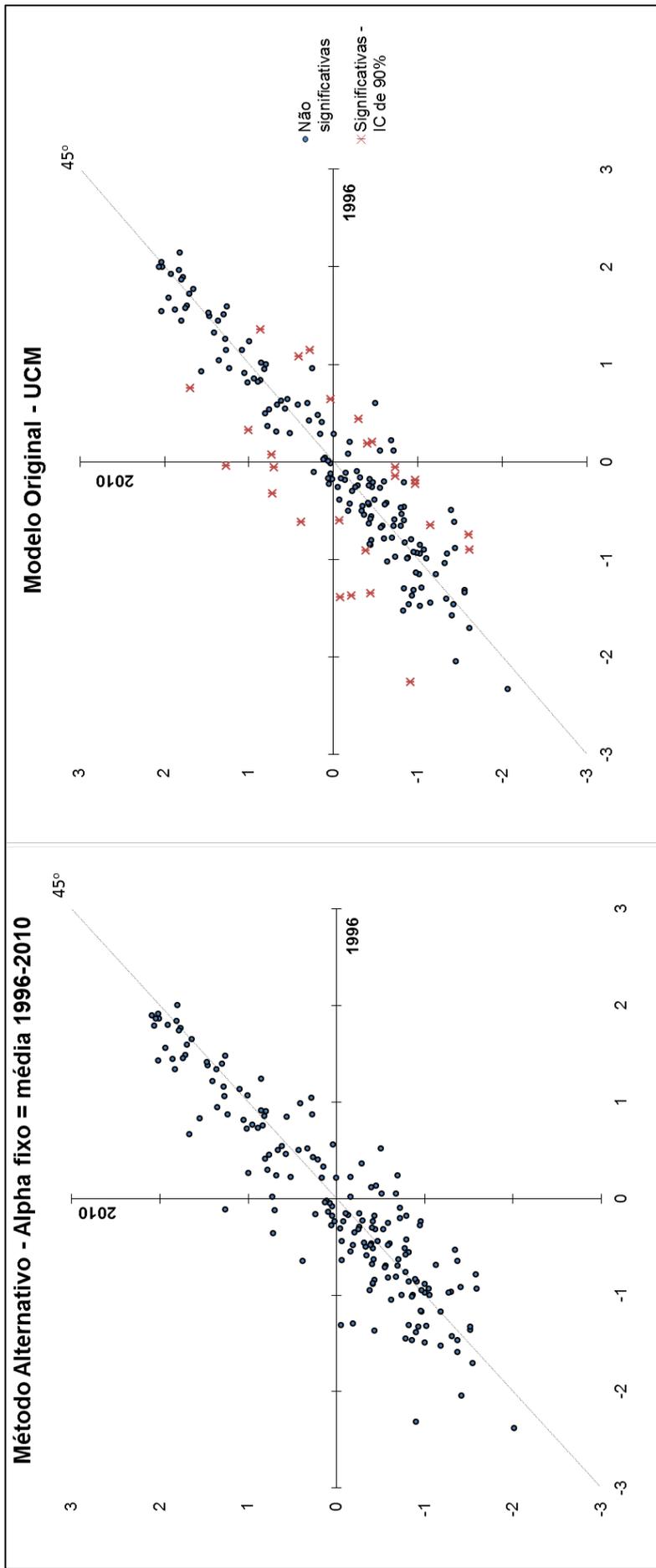
Fonte: elaboração própria.

Figura D2 – Variações Intertemporais das Instituições Políticas (por país): método alternativo versus modelo original – 1996-2010



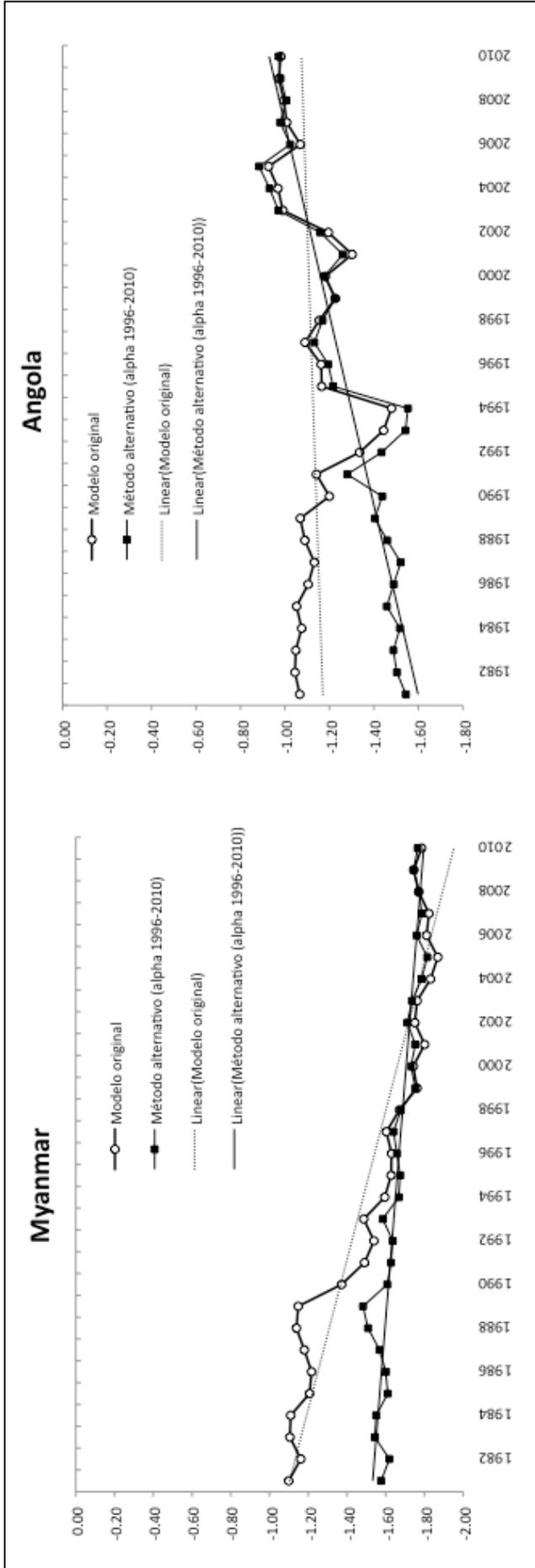
Fonte: elaboração própria.

Figura D3 – Variações Intertemporais das Instituições Econômicas (por país): método alternativo *versus* modelo original – 1996-2010



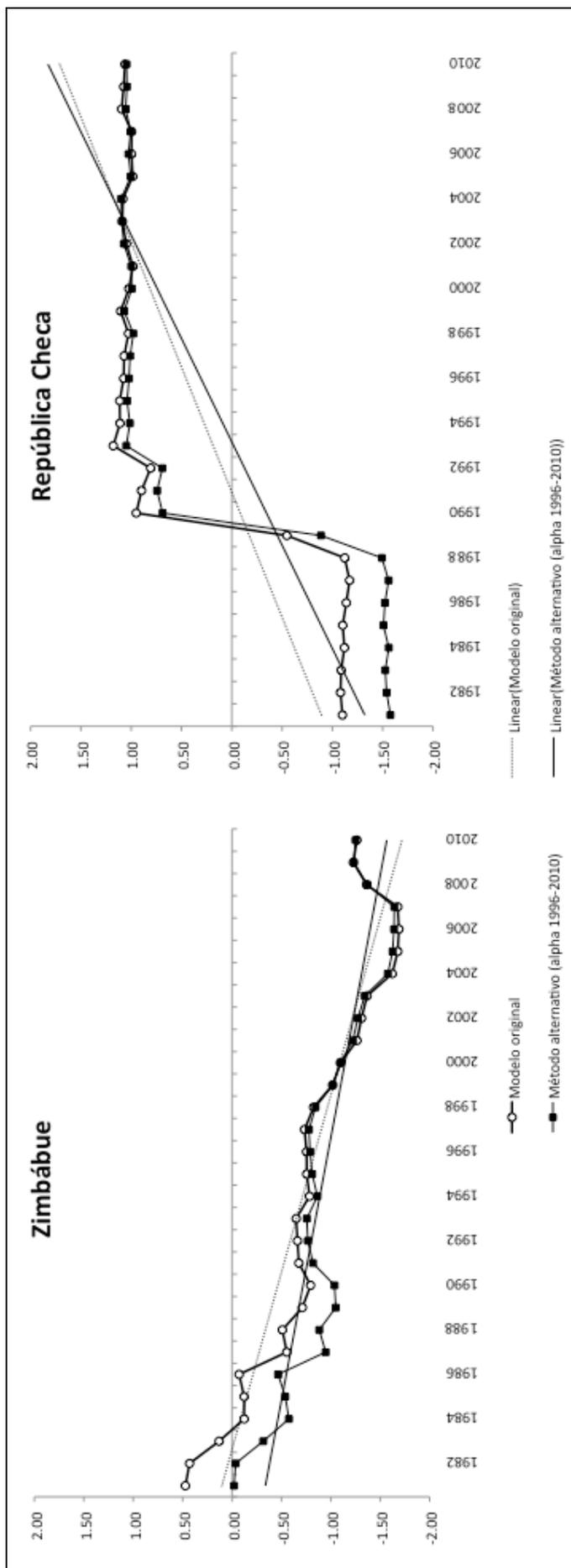
Fonte: elaboração própria.

Figura D4 – Instituições Políticas: Mianmar e Angola, 1981-2010



Fonte: elaboração própria.

Figura D5 – Instituições Políticas: República Checa e Zimbábue, 1981-2010



Fonte: elaboração própria.

APÊNDICE E – FONTES DE DADOS UTILIZADAS PARA AMPLIAR A BASE DE DADOS DE DESIGUALDADE DE RENDA

O banco de dados da WIID2C foi atualizado utilizando-se as fontes descritas a seguir – todas citadas pelo próprio WIID2C.

- Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean (SEDLAC): projeto desenvolvido pelo Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS) da Universidad Nacional de La Plata, em conjunto com o Banco Mundial (World Bank's Latin America and the Caribbean Poverty and Gender Group – LCSPP), que é uma fonte de dados secundária atualizada frequentemente com base nos dados dos institutos nacionais de estatísticas de cada país. Os dados desta fonte foram usados para os seguintes países: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. Disponível em: <<http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/eng/statistics.php>>, acessado em 30/10/2012.
- Transformative Monitoring for Enhanced Equity (TransMonEE): base de dados mantida pelo Escritório Regional da Unicef para a Europa Central e Oriental Comunidade de Estados Independentes, que também é uma fonte de dados secundária atualizada com base nos dados dos institutos nacionais de estatísticas de cada país. Os dados desta fonte foram usados para os seguintes países: Bielorrússia, Bulgária, Moldávia e Romênia. Disponível em: <<http://www.transmonee.org/index.html>>, acessado em 09/11/2012.
- World Development Indicators (WDI): base de dados de indicadores de desenvolvimento mantida pelo Banco Mundial, que é compilada a partir de fontes internacionais oficialmente reconhecidas. Os dados desta fonte foram usados para os seguintes países: Albânia, Índia, Malásia, Filipinas, Rússia e Tailândia. Disponível em: <<http://databank.worldbank.org/data/views/variableSelection/selectvariables.aspx?source=world-development-indicators>>, acessado em 12/11/2012.

- Eurostat: instituto de estatística da União Europeia para os seguintes países: Áustria, Bélgica, Croácia, Chipre, República Checa, Dinamarca, Estônia, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Hungria, Islândia, Itália, Letônia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Holanda, Noruega, Polônia, Portugal, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Suíça, Turquia, Reino Unido. Disponível em: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/income_social_inclusion_living_conditions/data/database>, acessado em 08/11/2012.
- Statistics Sweden: instituto de estatística da Suécia. Disponível em: <http://www.scb.se/Pages/TableAndChart___163551.aspx>, acessado em 13/11/2012.
- U.S. Census Bureau: instituto de estatística dos Estados Unidos da América. Disponível em: <<http://www.census.gov/hhes/www/income/data/inequality/index.html>>, acessado em: 13/11/2012.

No caso específico da China, utilizou-se como referência o trabalho de Ravallion e Chen (2007), porque os autores fornecem dados para uma série mais longa (1981-2001) com metodologia uniforme, ao contrário dos dados da China fornecidos pelo WIID, e com qualidade equivalente à 2 na classificação do WIID2C. Ravallion e Chen (2007) estimam o índice de Gini com base nos dados do Rural Household Survey e do Urban Household Survey, ambos do National Bureau of Statistics da China, devidamente ajustados para permitir comparações interanuais e entre países.

APÊNDICE F – TABELAS ADICIONAIS DO CAPÍTULO 3

Tabela F1 – Índice de Gini – médias por período

País	Período					
	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2000	2001-2005	2006-2010
África do Sul			0.59			0.59
Albânia					0.31	0.35
Alemanha	0.26	0.26	0.27	0.25	0.27	0.29
Argentina					0.50	0.46
Austrália	0.32	0.32	0.30	0.30	0.30	
Áustria		0.23	0.28	0.24	0.26	0.26
Azerbaijão		0.32				
Bangladesh	0.26	0.28	0.28	0.34		
Belarus		0.23	0.25	0.25	0.25	0.27
Bélgica	0.23	0.23	0.27	0.29	0.28	0.27
Bolívia				0.58	0.57	0.56
Botswana		0.56	0.54			
Brasil	0.57	0.60	0.60	0.59	0.58	0.55
Bulgária		0.23	0.36	0.35	0.35	0.31
Camarões	0.49			0.51		
Canadá	0.29	0.28	0.29	0.30	0.32	0.31
Chile		0.56	0.55	0.55	0.55	0.52
China	0.29	0.34	0.40	0.41	0.45	
Chipre				0.29	0.28	0.29
Colômbia			0.58	0.56	0.57	0.57
Coreia do Sul			0.33	0.34		
Costa do Marfim	0.51	0.48				
Costa Rica		0.44	0.45	0.46	0.49	0.49
Croácia				0.38	0.30	0.29
Dinamarca		0.27	0.23	0.21	0.24	0.26
Egito				0.36		
El Salvador			0.51	0.52	0.51	0.47
Equador			0.57	0.57	0.54	0.51
Eslováquia		0.19	0.19	0.24	0.26	0.25
Eslovênia			0.24	0.24	0.24	0.23
Espanha		0.29	0.33	0.33	0.31	0.32
Estônia			0.40	0.36	0.35	0.32
EUA	0.41	0.43	0.44	0.45	0.46	0.47
Filipinas	0.41	0.41	0.43	0.46		0.44
Finlândia	0.21	0.20	0.21	0.24	0.26	0.26
França	0.31	0.33	0.31	0.29	0.28	0.29
Grécia			0.35	0.35	0.33	0.34
Guatemala				0.54	0.56	0.56
Haiti		0.52		0.51		
Holanda	0.24	0.26	0.26	0.26	0.27	0.27

Fonte: elaboração própria.

Tabela F1 – Índice de Gini – médias por período (continuação)

País	Período					
	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2000	2001-2005	2006-2010
Honduras			0.53	0.55	0.58	0.57
Hungria	0.21	0.23	0.23	0.24	0.26	0.25
Índia	0.31	0.31	0.32		0.33	
Indonésia	0.36	0.32	0.34	0.37	0.37	
Irlanda		0.36	0.36	0.31	0.31	0.31
Islândia					0.25	0.27
Israel		0.31	0.31	0.34	0.36	0.37
Itália		0.31	0.32	0.31	0.32	0.32
Jamaica		0.42	0.39	0.38	0.46	
Japão		0.30	0.31	0.32		
Letônia			0.31	0.33	0.36	0.37
Lituânia				0.33	0.34	0.35
Luxemburgo	0.26		0.27	0.27	0.27	0.28
Malásia	0.52	0.50	0.50	0.50		0.46
Malta				0.30	0.27	0.27
Mauritius			0.38	0.39	0.37	
México	0.51	0.51	0.54	0.54	0.51	0.49
Moldova				0.45	0.43	0.39
Nepal				0.38	0.47	
Nicarágua			0.56	0.54	0.51	
Nigéria	0.39		0.45			
Noruega	0.23	0.24	0.27	0.28	0.27	0.25
Nova Zelândia	0.28	0.28	0.32	0.34	0.34	
Panamá		0.55	0.55	0.56	0.56	0.53
Paraguai			0.58	0.57	0.55	0.53
Peru			0.50	0.54	0.52	0.49
Polônia		0.25	0.32	0.33	0.35	0.32
Portugal			0.37	0.36	0.38	0.36
Quirguistão			0.43	0.39		
Reino Unido	0.26	0.31	0.33	0.34	0.35	0.33
República Checa	0.20	0.19	0.21	0.26	0.26	0.25
República Dominicana				0.52	0.51	0.49
Romênia		0.23	0.27	0.30	0.35	0.36
Rússia			0.43	0.43		0.42
Sri Lanka	0.45	0.46				
Suécia	0.20	0.22	0.25	0.28	0.28	0.32
Suíça	0.31		0.31	0.32	0.30	0.31
Tailândia		0.44	0.45	0.42		0.41
Taiwan	0.29	0.30	0.31	0.32	0.34	
Turquia		0.47	0.47		0.46	0.45
Uganda			0.48	0.47		
Uruguai						0.47
Venezuela		0.42	0.44	0.48	0.46	0.44
Vietnã			0.34	0.37	0.37	

Fonte: elaboração própria.

Tabela F2 – Resultados econométricos adicionais – variável dependente: instituições econômicas (ie)

Variável explicativa	GMM-DIF (1F)	GMM-DIF (2F)	GMM-DIF (3F)	GMM-DIF (4F)	GMM-DIF (5F)	
L.ie	0.2717*** (0.0723)	0.2835*** (0.0791)	0.2533*** (0.0769)	0.2689*** (0.0912)	0.2811*** (0.0841)	
L2.ie	-0.0866*** (0.0326)	-0.0867** (0.0393)	-0.0928** (0.0368)			
ip	0.4757** (0.1969)	0.4082* (0.2318)	0.3620** (0.1413)	0.2697*** (0.0932)	0.4170** (0.1667)	
gini				3.9518** (1.8660)	2.0907 (2.2231)	
L.rgdpe_pop		-0.0553 (0.1547)				
L.yr_sch			(0.0177) (0.0545)			
reg_dur	0.0582 (0.1709)	0.0612 (0.1376)	0.135 (0.1296)	0.2187 (0.2115)		
Observações	347	314	314	189	199	
Países	117	106	106	68	72	
Teste Arellano- Bond	z (p/ k=1)	-2.11	-1.61	-1.76	-2.60	-2.82
	p-valor	0.03	0.11	0.08	0.01	0.00
	z (p/ k=2)	-1.66	-1.73	-1.82	-2.70	-2.05
	p-valor	0.10	0.08	0.07	0.01	0.04
	Indicação do teste	O.K.	Correlação serial dos resíduos	Correlação serial dos resíduos	Correlação serial dos resíduos	Correlação serial dos resíduos
Teste Hansen- Sargan	chi ²	33.16	47.00	46.47	53.53	39.61
	p-valor	0.23	0.18	0.19	0.24	0.23

a seção (3.2). Desvios-padrão em parênteses estimados pelo método robusto proposto por Windmeijer (2005). Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Modelos estimados com *dummies* de período. Abreviações: L = operador de defasagem; ie = instituições econômicas; ip = instituições políticas; gini = índice de Gini; rgdpe_pop = log da renda per capita; yr_sch = anos de escolaridade; reg_dur = índice de durabilidade do regime político.

APÊNDICE G – TABELA ADICIONAL DO CAPÍTULO 4

Tabela G1 – Testes de robustez adicionais (estimador GMM-SYS) – variável dependente: *rgdpe_pop*

Variável explicativa	Amostra completa (1)	Exclusive países 5% mais pobres (2)	Exclusive países 10% mais pobres (3)	Exclusive países 5% mais ricos (4)	Exclusive países 10% mais ricos (5)
<i>L.rgdpe_pop</i>	1.0463*** (0.0942)	1.0749*** (0.1098)	1.0624*** (0.1132)	1.0141*** (0.1326)	1.0079*** (0.1233)
<i>L2.rgdpe_pop</i>	-0.2816*** (0.0710)	-0.2808*** (0.0777)	-0.2650*** (0.0809)	-0.2401** (0.1008)	-0.2428*** (0.0896)
<i>ie</i>	0.1716*** (0.0360)	0.1900*** (0.0349)	0.1923*** (0.0321)	0.1429*** (0.0373)	0.1522*** (0.0355)
<i>ip</i>	-0.0741** (0.0348)	-0.0942*** (0.0312)	-0.0893*** (0.0319)	-0.0494 (0.0320)	-0.0445 (0.0315)
<i>yr_sch</i>	0.0906*** (0.0181)	0.0563** (0.0220)	0.0436* (0.0228)	0.0901*** (0.0286)	0.0906*** (0.0321)
<i>csh_g</i>	-0.6618*** (0.1832)	-0.4880* (0.2570)	-0.4242** (0.1956)	-0.4458*** (0.1648)	-0.4950** (0.2011)
Observações	603	524	504	515	480
Países	133	110	106	109	102
<i>z</i> (p/ <i>k</i> =1)	-2.42	-2.22	-2.20	-2.13	-2.18
p-valor	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
<i>z</i> (p/ <i>k</i> =2)	1.44	1.30	1.29	1.17	1.21
p-valor	0.23	0.19	0.20	0.24	0.23
Teste Hansen-Sargan	chi ² 89.63	96.69	97.85	98.32	89.63
p-valor	0.40	0.40	0.37	0.36	0.40

Fonte: elaboração própria. Ver descrição dos estimadores e dos testes de diagnósticos no capítulo 3, seção 3.2. Desvios-padrão em parênteses estimados pelo método robusto proposto por Windmeijer (2005). Nota: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Modelos estimados com constante e *dummies* de período. Abreviações: L = operador de defasagem; *rgdpe_pop* = log da renda per capita; *ie* = instituições econômicas; *ip* = instituições políticas; *yr_sch* = anos de escolaridade; *csh_g* = consumo do governo/PIB.