



Universidade de Brasília  
Instituto de Ciência Política  
Programa de Pós-Graduação em Ciência Política

Tese de Doutorado

Ideologia partidária, estrutura produtiva e distribuição  
de renda na América Latina nos anos 2000

Gabriel Coelho Squeff

Orientador: Prof. Dr. André Borges

Setembro de 2023

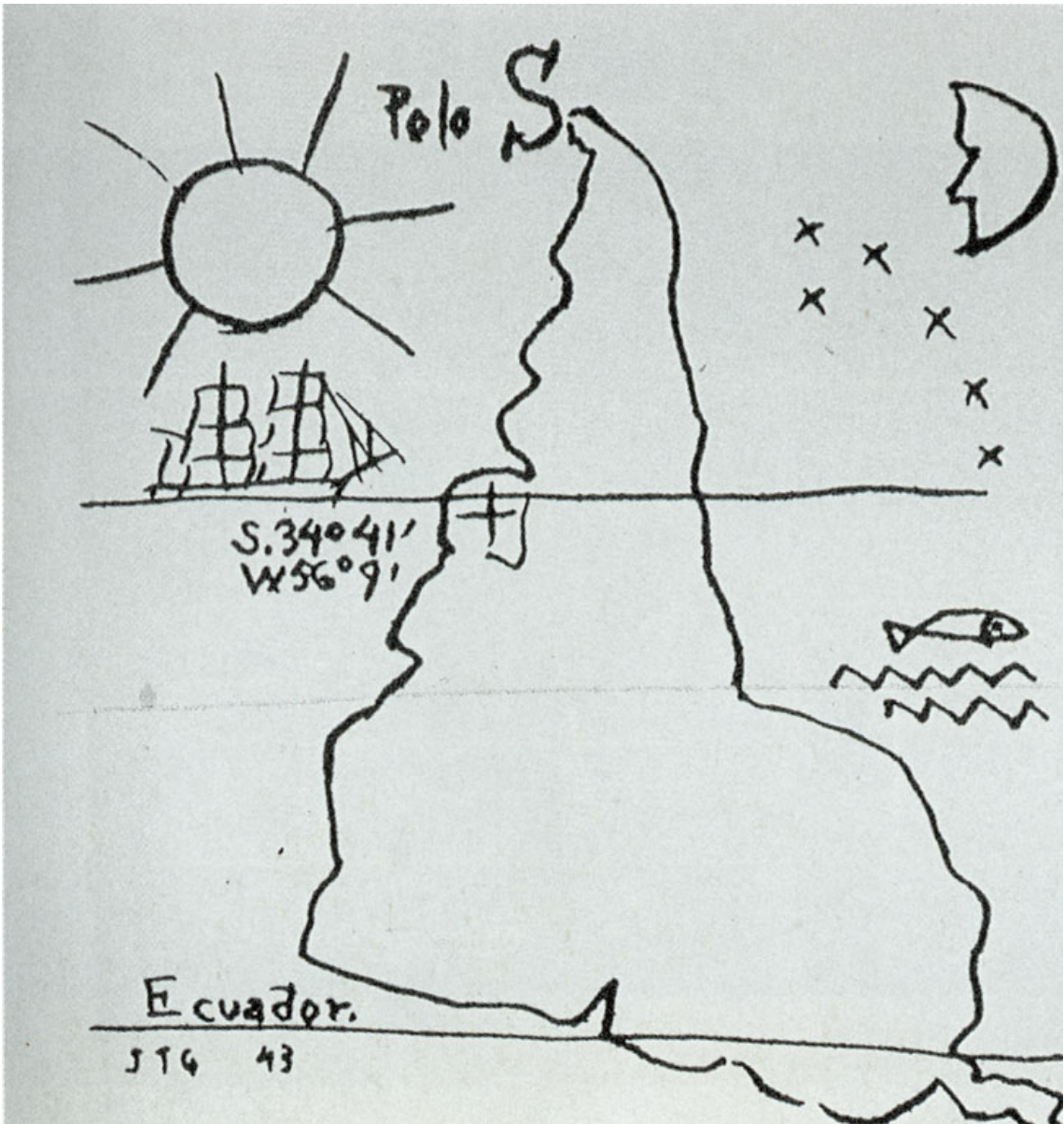
**Gabriel Coelho Squeff**

**Ideologia partidária, estrutura produtiva e distribuição  
de renda na América Latina nos anos 2000**

Tese de doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciência Política do Instituto de Ciência Política da Universidade de Brasília, como requisito parcial para obtenção do título de doutor em Ciência Política.

**Universidade de Brasília**

**Brasília, Setembro de 2023**



América Invertida, de Joaquín Torres García (1941)

*Uma característica singular da América  
Latina é sua condição de um conjunto de  
povos constituídos por atos e vontades  
alheios a eles mesmos*

**Darcy Ribeiro**

*A desigualdade é o novo câncer que  
impede a constituição de uma  
sociedade democrática*

**José Murilo de Carvalho**

# Agradecimentos

Aos meus pais, Enio e Rejane, que sempre, sempre me apoiaram e incentivaram em todas as minhas escolhas; Leticia, Larissa e Raul, meus queridos irmãos, por serem quem são e por me fazerem tão bem; e meu tio-pai Ricardo, por todos os motivos acima.

A Maria, minha filha amada, meu grande amor e meu maior orgulho; Lília, minha esposa maravilhosa, a melhor companheira que eu poderia ter e por quem nutro uma admiração sem-fim; e Bela que, num piscar de olhos, felizmente virou minha filha do coração.

Aos amigos-irmãos de uma vida: Fabião, Fedinho, Bianchi, Rafa, Capi Marião e Érico. E também ao meu querido e saudoso Luisinho, que incutiu em mim a paixão pelo samba, mas que lamentavelmente fez parte das tenebrosas cifras de óbitos causados pelo COVID-19.

Aos queridos amigos-de-profissão Amitrano, Lucas, Rapha, Dudu e Betina, os quais tiveram e têm grande influência sobre mim; admiro muito vocês. Ao meu mestre e amigo Ricardo Bielschowsky - tudo o que escrevo deveria ser acrescido de “agradeço aos excelentes comentários de Ricardo Bielschowsky, não eximindo-o de qualquer responsabilidade”.

Aos colegas do doutorado, turma de 2018: Alana, Claudio (vai Corinthians!), Elisa, Gustavo, Janikelle, June, Letícia, Marina (chuchu!), Max, Milena, Renaud, Samuel (vai Corinthians!), Sávio e Sideni; as discussões que tivemos antes, durante e depois das aulas foram muito valiosas e enriquecedoras.

Aos professores do Ipol, cuja excelência acadêmica e profissionalismo é incommensurável. A melhor coisa que fiz foi mudar (parcialmente) de área e fazer meu doutorado em ciência política. Indubitavelmente hoje sou muito melhor pesquisador

do que era antes e isso se deve aos alunos e professores do instituto.

Ao meu orientador André Borges. Sua supervisão e orientação foram as melhores que eu poderia ter tido. Espero que doravante a gente produza diversos trabalhos juntos.

Ao Ipea pela concessão de meu afastamento para cursar o doutorado. Se o Brasil seguisse apenas 1/3 do que produzimos, o país seria muito melhor. E a UnB por ter me oferecido um excelente curso de doutorado e pelo apoio financeiro para participar da IPSA 2023.

Por fim, aos índios guaranis que disseminaram o uso da *Ilex paraguariensis* pelo Brasil - sem chimarrão a presente tese jamais teria sido concluída. E a Joaquim Ambrósio, Antônio Pereira, Rafael Perrone, Anselmo Córrea e Carlos Silva, que em 1º de setembro de 1910 fundaram o Sport Club Corinthians Paulista: “ser corinthiano é ir além de ser ou não ser o primeiro, ser corinthiano é ser também um pouco mais brasileiro”.

# Resumo

Nos anos 2000 houve uma significativa redução na desigualdade de renda nos países latino-americanos em decorrência da chegada dos partidos de esquerda ao poder. Muito embora rica e instigante, a literatura sobre o tema possui ao menos três deficiências: uso disseminado de teorias eurocêntricas, excessivo foco dado à ideologia do/a presidente e desconsideração do papel da estrutura produtiva.

A presente tese endereça essas três lacunas a partir de uma abordagem parcimoniosa de economia-política efetivamente latino-americana. Por meio de métodos mistos de pesquisa, procuro responder às seguintes perguntas: 1) Qual a relação entre estrutura produtiva, ideologia partidária e distribuição de renda total na América Latina nos anos 2000? 2) Por que alguns países latino-americanos governados por partidos de esquerda foram mais bem-sucedidos que outros na redução da desigualdade de renda total no período pós-2000?

O modelo teórico foi desenvolvido em consonância com os dois componentes que formam a renda total, quais sejam, renda primária e transferências governamentais. O principal elemento do primeiro componente é a renda da produção, a qual foi discutida sob a perspectiva da heterogeneidade estrutural da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe - CEPAL. Já as transferências governamentais foram apreendidas a partir da *power resource theory*, do debate que trata da força partidária do presidente e da literatura que discorre sobre o impacto da diferença ideológica do chefe do Executivo vis-à-vis a ideologia média da Câmara dos Deputados. Com efeito, denominei essa abordagem teórica de modelo DPI (D de desigualdade, P de produtiva e I de ideologia).

A primeira pergunta da tese foi avaliada por meio de estatísticas descritivas e de econometria de dados em painel para 14 países latino-americanos entre 2000 e 2020.

Foram encontradas fortes e robustas evidências que corroboram o modelo DPI, a saber: (i) quanto mais de esquerda for a ideologia do/a presidente, (ii) quanto mais de esquerda for a ideologia média da Câmara dos Deputados, (iii) quanto menor for a parcela da população ocupada em atividades de baixa produtividade do trabalho, (iv) quanto maior for a parcela da população ocupada em atividade de intermediária produtividade do trabalho, e, por fim, (v) quanto maior for o tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputados, menor a desigualdade de renda total na América Latina.

Já a segunda pergunta da pesquisa foi endereçada por meio de estudos de caso sob uma perspectiva histórico-institucional. As experiências boliviana, com Evo Morales do *Movimiento al Socialismo* - MAS, brasileira, com Lula e Dilma do Partido dos Trabalhadores - PT, e uruguaia, com Tabaré Vázquez e José Mujica do *Frente Amplio* - FA, foram discutidas pormenorizadamente. Ao modelo DPI foram incorporados dados de algumas políticas de proteção social, do salário-mínimo real e da participação das manufaturas no Produto Interno Bruto.

Enquanto nos governos do MAS e do FA houve convergência ideológica à esquerda entre o Executivo e o Legislativo, nos governos petistas a Câmara dos Deputados permaneceu dominada por partidos de direita. Similarmente, os partidos boliviano e uruguaio lograram formar governos unipartidários, com mais da metade do total de assentos na Câmara dos Deputados e com uma grande bancada de esquerda. No Brasil, a participação do PT sempre foi inferior a 20% e a bancada de esquerda nunca foi majoritária, o que, portanto, exigiu a formação de uma coalizão multipartidária que resultou num governo ideologicamente heterogêneo.

Nessa mesma toada e, em larga medida, em decorrência dessas peculiaridades, Bolívia e Uruguai lograram alterar substancialmente suas respectivas estruturas produtivas. Houve uma significativa redução da população ocupada em atividades econômicas de baixa produtividade e, inversamente, um aumento em prol das atividades de produtividade mais elevada. No Brasil, por seu turno, essa alteração foi muito menor e, portanto, muito menos conducente a uma trajetória de crescimento econômico com distribuição de renda.

Portanto, o combate à desigualdade de renda foi muito mais favorável para Mo-



rales, Vázquez e Mujica do que para Lula e Dilma. Quando o/a presidente e os/as deputados/as conferem primazia à igualdade distributiva, há condições políticas para que sejam adotadas políticas públicas equalizadoras, as quais serão mais extensas quanto maior for o tamanho da bancada de esquerda. Além disso, em um contexto de maior dinamismo econômico, tem-se espaço fiscal para aumentar as despesas com políticas de proteção social, de valorização do salário-mínimo e de mudança estrutural.

Em conjunto, estes elementos permitem compreender porque a desigualdade de renda total caiu mais em alguns países - como na Bolívia e no Uruguai - do que em outros - como no Brasil - durante a onda rosa.

A redução sustentada da desigualdade de renda na América Latina é contingente a adoção de políticas públicas redistributivas, por um lado, e de mudança estrutural em prol de atividades de maior produtividade, por outro. Esses temas são mais caros aos partidos de esquerda, sendo que onde houve convergência ideológica e força partidária nesse sentido, maior foi a redução da desigualdade. Não obstante, é imperioso que todos os governos da região tenham como objetivo principal melhorar a distribuição de renda, independentemente da coloração ideológica do/a presidente e dos parlamentares.

**Palavras-Chave:** ideologia partidária, relação Executivo-Legislativo, estrutura produtiva, heterogeneidade estrutural, América Latina, onda rosa, distribuição de renda, desigualdade de renda, Bolívia, Brasil, Uruguai.

# Abstract

Latin American countries experienced a significant reduction in income inequality in the 2000s due to the electoral victories by leftist presidential candidates. Although rich, the literature on the subject has at least three deficiencies: widespread adoption of Eurocentric theories, excessive focus on the ideology of the president, and disregard of the role of the productive structure.

This research addresses these three shortcomings through a parsimonious and effectively Latin American political-economy approach. Using mixed methods research, I seek to answer the following questions: 1) What is the relationship between productive structure, party ideology and total income distribution in Latin America in the 2000s? 2) Why were some Latin American countries governed by left-wing parties more successful than others in reducing total income inequality in the post-2000 period?

The theoretical model is developed in accordance with the two components of total income, namely primary income and government transfers. The main element of the first component is the income from production, addressed here through ECLAC's structural heterogeneity approach. For government transfers, I used the theoretical contributions of power resource theory, the debate about the partisan powers of the president, and the literature that discusses the impact of the ideological difference of the chief executive vis-à-vis the average ideology of the Chamber of Deputies. Therefore, I called this theoretical approach the IPI model (I for inequality, P for productive and I for ideology).

The first question was evaluated using descriptive statistics and panel data econometrics for 14 Latin American countries between 2000 and 2020. These estimates strongly support the DPI model, namely: (i) the more left-wing the president's ide-

ology, (ii) the more left-wing the average ideology of the Chamber of Deputies, (iii) the smaller the share of the population employed in low labor productivity activities, (iv) the larger the share of the population employed in intermediate labor productivity activities and, finally, (v) the larger the left-wing caucus in the Chamber of Deputies, the lower total income inequality in Latin America.

The second research question was addressed through case studies from a historical-institutional perspective. The experiences of Bolivia, with Evo Morales of the *Movimiento al Socialismo* - MAS, Brazil, with Lula and Dilma of the *Partido dos Trabalhadores* - PT, and Uruguay, with Tabaré Vázquez and José Mujica of the *Frente Amplio* - FA, were discussed in detail. Data from some social protection policies, the real minimum wage and the share of manufacturing in the Gross Domestic Product were incorporated into the IPI model.

While in the MAS and FA governments there was a left-wing ideological convergence between the Executive and Legislative branches, in the PT governments the Chamber of Deputies remained dominated by right-wing parties. Similarly, the parties of Bolivia and Uruguay managed to form one-party governments, with more than half of the total seats in the Chamber of Deputies and a large left-wing caucus. In Brazil, the PT's share has always been less than 20% and the left-wing caucus has never been a majority, which therefore required the formation of a multi-party coalition that resulted in an ideologically heterogeneous government.

In the same vein, and largely as a result of these peculiarities, Bolivia and Uruguay have managed to substantially change their productive structures. There has been a significant reduction in the population employed in low-productivity economic activities and, conversely, an increase in higher-productivity activities. In Brazil, on the other hand, this change was much smaller and therefore much less conducive to a path of economic growth with income distribution.

Therefore, tackling income inequality was much more favorable for Morales, Vázquez and Mujica than for Lula and Dilma. When the president and members of parliament give priority to distributive equality, there are political conditions for the adoption of equalizing public policies, which will be greater the larger the left-wing caucus. Furthermore, in a context of economic dynamism, there is fiscal space to in-

crease public spending on social protection, minimum wage, and structural changes policies.

Together, these elements make it possible to understand why total income inequality fell more in some countries - such as Bolivia and Uruguay - than in others - such as Brazil - during the pink tide.

The sustained reduction of income inequality in Latin America depends on the adoption of redistributive public policies, on the one hand, and structural changes in favor of higher productivity activities, on the other. These issues are more important to left-wing parties, and where there has been ideological convergence and party strength in this direction, the greater the reduction in inequality. Notwithstanding, it is imperative that all governments in the region have the main objective of improving income distribution, regardless of the ideological preferences of the president and parliamentarians.

**Keywords:** party ideology, executive-legislative relations, productive structure, structural heterogeneity, Latin America, pink tide, income distribution, income inequality, Bolivia, Brazil, Uruguay.

# Lista de Figuras

2.1	Conceitos de renda . . . . .	38
2.2	Padrões de crescimento e distribuição de renda . . . . .	47
4.1	Índice de Gini na América Latina, 2000-2020 . . . . .	79
4.2	Índice de Gini nos países latino-americanos, 2000-2020 . . . . .	80
4.3	Índice de Gini e população ocupada em atividades de baixa produtividade segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020 . . . . .	84
4.4	Índice de Gini e população ocupada em atividades de produtividade intermediária segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020 . . . . .	85
4.5	Índice de Gini e população ocupada em atividades de alta produtividade segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020 . . . . .	85
4.6	Índice de Gini e PIB per capita segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020 . . . . .	86
4.7	Índice de Gini e ideologia partidária presidencial, 2000-2020 . . . . .	88
4.8	Índice de Gini e tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputados segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020 . . . . .	88
4.9	Índice de Gini e ideologia média da Câmara dos Deputados, 2000-2020 . . . . .	89
4.10	Heterogeneidade da desigualdade de renda entre países e ao longo dos anos, 2000-2020 . . . . .	90
5.1	Salário mínimo real na Bolívia, 2000-2020 . . . . .	116
5.2	Indústria manufatureira como proporção do PIB na Bolívia, 2000-2020 . . . . .	116
5.3	Salário mínimo real no Brasil, 2001-2020 . . . . .	121
5.4	Indústria manufatureira como proporção do PIB no Brasil, 2001-2020 . . . . .	121
5.5	Salário mínimo real no Uruguai, 2000-2020 . . . . .	126

## 5.6 Indústria manufatureira como proporção do PIB no Uruguai, 2000-2020<sup>126</sup>

# Lista de Tabelas

3.1	Índice de Gini da renda primária e da renda disponível e redistribuição de renda nos países da América Latina e da OCDE, segundo tipologias	51
3.1	Índice de Gini da renda primária e da renda disponível e redistribuição de renda nos países da América Latina e da OCDE, segundo tipologias	52
3.2	Periodicidade e quantidade de observações do banco de dados . . . . .	76
4.1	Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial . . . . .	95
4.2	Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial . . . . .	96
4.3	Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial . . . . .	97
4.4	Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados . . . . .	99
4.5	Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados . . . . .	100
4.6	Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados . . . . .	101
5.1	Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia partidária nos governos do <i>Movimiento al Socialismo</i> - MAS (2006-2019) . . . . .	114
5.2	Índice de Gini e ranking de igualdade de renda nos países latino-americanos, <i>circa</i> 2000 e 2020 . . . . .	118
5.3	Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia partidária nos governos do Partido dos Trabalhadores - PT (2003-2015) . . . . .	119

5.4	Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia partidária nos governos do <i>Frente Amplio</i> - FA (2005-2019) . . . . .	124
A.1	Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: receita) . . . . .	165
A.2	Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: receita) . . . . .	166
A.3	Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: receita) . . . . .	167
A.4	Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: receita) . . . . .	168
A.5	Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: receita) . . . . .	169
A.6	Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: receita) . . . . .	170
A.7	Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: exportações) . . . . .	171
A.8	Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: exportações) . . . . .	172
A.9	Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: exportações) . . . . .	173
A.10	Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: exportações) . . . . .	174
A.11	Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: exportações) . . . . .	175
A.12	Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: exportações) . . . . .	176
A.13	Matriz de correlação das variáveis do modelo teórico . . . . .	177
A.13	Matriz de correlação das variáveis do modelo teórico . . . . .	178



# Sumário

<b>Introdução</b>	<b>4</b>
<b>1 Seguridade social na Europa e na América Latina: gênese e tipologias</b>	<b>12</b>
1.1 Introdução . . . . .	12
1.2 Estado de bem-estar europeu: uma breve síntese . . . . .	14
1.2.1 Teorias de estado de bem-estar . . . . .	15
1.2.2 Tipos de estado de bem-estar . . . . .	20
1.3 Políticas de proteção social na América Latina . . . . .	23
1.3.1 Formação, 1920-1970 . . . . .	25
1.3.2 Construção interrompida, 1980-1999 . . . . .	30
<b>2 Desigualdade de renda nos anos 2000 na literatura institucionalista e estruturalista</b>	<b>34</b>
2.1 Introdução . . . . .	34
2.2 Conceitos de renda e de desigualdade . . . . .	36
2.3 Literatura institucionalista . . . . .	40
2.4 Literatura estruturalista . . . . .	44
<b>3 A economia política da desigualdade renda na América Latina: uma abordagem latino-americana</b>	<b>48</b>
3.1 Introdução . . . . .	48
3.2 Modelo teórico - DPI e hipóteses de pesquisa . . . . .	54
3.2.1 Estrutura produtiva e distribuição de renda . . . . .	57

3.2.2	Ideologia partidária e redistribuição de renda . . . . .	62
3.3	Banco de dados: amostra e operacionalização das variáveis . . . . .	68
<b>4</b>	<b>Aplicação I - análise quantitativa para a América Latina</b>	<b>77</b>
4.1	Introdução . . . . .	77
4.2	Fatos estilizados . . . . .	77
4.2.1	Índice de Gini . . . . .	78
4.2.2	Heterogeneidade estrutural e PIB . . . . .	83
4.2.3	Ideologia partidária e bancada de esquerda . . . . .	87
4.3	Aplicação econométrica . . . . .	89
4.3.1	Econometria de dados em painel . . . . .	90
4.3.2	Resultados . . . . .	93
<b>5</b>	<b>Aplicação II - as experiências de Bolívia, Brasil e Uruguai durante a onda rosa</b>	<b>104</b>
5.1	Introdução . . . . .	104
5.2	Sobre a escolha dos países . . . . .	106
5.3	Distribuição de renda nos governos do MAS, PT e FA . . . . .	113
<b>6</b>	<b>Considerações finais</b>	<b>130</b>
	<b>Referências Bibliográficas</b>	<b>134</b>
<b>A</b>	<b>Apêndice</b>	<b>144</b>
A.1	Rotinas de R . . . . .	144
A.2	Resultados dos testes para a seleção dos modelos . . . . .	155
A.2.1	Efeitos fixos com efeito temporal . . . . .	155
A.2.2	Efeitos fixos <i>versus</i> mínimos quadrados ordinários . . . . .	157
A.2.3	Efeitos aleatórios <i>versus</i> efeitos fixos com efeito temporal . . .	158
A.2.4	Heterocedasticidade . . . . .	160
A.2.5	Correlação serial . . . . .	163
A.3	Resultados das regressões com controles alternativos . . . . .	165
A.3.1	Receita tributária como proporção do PIB . . . . .	165

A.3.2	Índice de valor das exportações . . . . .	171
A.4	Tabelas complementares . . . . .	177

# Introdução

A discussão sobre como se distribui a renda gerada no processo de produção e sua relação com o regime político é muito antiga. No Século IV a.C., Aristóteles dizia em *Política* que o verdadeiro democrata deveria se preocupar, sobretudo, que o povo não viva em uma situação precária, já que essa é uma das causas da perversão das democracias (Aristóteles, 1998). David Ricardo, um dos pais da economia moderna, abre sua clássica obra de 1817, *Princípios de economia política e tributação*, afirmando que o principal problema da economia política é a forma como se determinam as leis que regulam a distribuição da renda (Ricardo, 2018).

Atualmente, o entendimento acerca das diversas causas e consequências da distribuição de renda aumentou consideravelmente. Isso decorreu, sobretudo, de uma significativa melhora na quantidade e qualidade de dados sobre renda, educação, tributação e transferências governamentais. Complementarmente, houve uma grande desconcentração da pesquisa sobre este tema, uma vez que a distribuição de renda deixou de ser uma área de investigação de domínio de sociólogos e economistas e passou a fazer parte da agenda de pesquisa dos demais cientistas sociais.

O debate sobre desigualdade de renda e riqueza ganhou ainda mais notoriedade com o livro *O Capital no Século XXI* (Piketty, 2014) de Thomas Piketty, que rapidamente se tornou um *best-seller* mundial. Similarmente, renomados pesquisadores como Joseph Stiglitz (Stiglitz, 2012) e Noam Chomsky (Chomsky, 2017) produziram relevantes trabalhos sobre esse tema para os países desenvolvidos.

Assim, muito embora a preocupação com a desigualdade de renda tenha assumido contornos mundiais, na América Latina essa questão sempre foi mais aguda e idiossincrática. Além de ser a região mais desigual do planeta, aqui a desigualdade é extensiva, pervasiva e resiliente (De Ferranti, 2004). Extensiva na medida em que

o país mais igualitário da região, o Uruguai, tem uma distribuição de renda similar aos Estados Unidos da América, a nação com a pior distribuição de renda dentre os países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OCDE. Pervasiva, pois ela abrange todos os aspectos da vida, desde desigualdade educacionais, de saúde e de serviços públicos, até o funcionamento dos mercados de crédito e de trabalho e no que tange à participação e influência política. E a desigualdade também é resiliente na medida em que suas raízes históricas perduram até os dias de hoje.

Não obstante, a partir de meados dos anos 2000 houve uma sensível melhora distributiva nos países latino-americanos, a qual decorreu, entre outros fatores, da chegada dos partidos de esquerda ao poder. Esta foi fruto da institucionalização da democracia e da competição eleitoral, por um lado, e da própria desigualdade de renda, por outro. Após o fracasso das reformas preconizadas pelo Consenso de Washington, no final dos anos 1990 as economias latino-americanas entraram num severo período de estagnação e recessão econômica. Com efeito, a retórica neoliberal perde força, dando lugar às pautas fundantes das agremiações de esquerda (Levitsky e Roberts, 2011).

Partidos ou governos de esquerda têm princípios políticos ligados predominantemente à igualdade e justiça, apoiam o uso do poder estatal para estimular o crescimento econômico, combater falhas de mercado e, ao fim e ao cabo, têm objetivo programático central a redução das desigualdades sociais e econômicas por meio de uma ampla rede proteção social (Bobbio, 1995; Panizza, 2005; Roberts et al., 2007; Levitsky e Roberts, 2011).

Após a eleição de Hugo Chávez para a presidência da Venezuela, em 1998, teve início a chamada onda rosa, processo no qual grande parte das economias latino-americanas elegeu e reelegeu presidentes de esquerda nos anos 2000. Tratou-se de uma *onda* porque em 2009 aproximadamente 60% da população da região era governada por presidentes pertencentes a partidos de esquerda, o que representou uma ruptura com o predomínio de governos de direita na América Latina. Já *rosa* decorre do fato de que não houve uma conversão dos países latino-americanos ao vermelho socialista, a despeito dessa retórica estar presente em alguns casos (Panizza, 2005;

Castañeda, 2006; Levitsky e Roberts, 2011).

Além de representar uma mudança em quem governa, a onda rosa também representou uma alteração na forma como se governa. Os países liderados pela esquerda apresentaram avanços mais significativos em termos de redução da taxa de desemprego, queda da informalidade e aumentos salariais comparativamente aos países de direita da região. Ademais, em função de melhorias na educação ocorridas ainda nos 1990 – que reduziram o prêmio salarial entre os trabalhadores – e em decorrência do aumento da arrecadação – dado o peculiar caráter pró-cíclico da arrecadação dos países latino-americanos – os governos de esquerda lograram adotar diferentes políticas redistributivas que redundaram numa melhora ímpar na distribuição de renda nestes países (Cornia, 2010; López-Calva e Lustig, 2010; Levitsky e Roberts, 2011)

Muito embora rica e instigante, a literatura que floresceu nesse contexto parece de algumas deficiências, que inviabilizam a adequada compreensão do binômio ideologia-desigualdade e os diferentes resultados obtidos em termos de redução da desigualdade de renda pelos governos de esquerda.

A primeira e mais importante deficiência decorre da transposição de teorias eurocêntricas à realidade latino-americana. Salvo pontuais exceções, os modelos teóricos desenvolvidos no contexto do florescimento do estado de bem-estar social na Europa após a 2<sup>a</sup> Guerra Mundial são aplicados quase que indistintamente aos países da América Latina.

Além de desconsiderar as idiosincrasias de cada região e o inequívoco fato de que nenhum país latino-americano tenha um sistema de proteção social que possa ser denominado de estado de bem-estar nos moldes europeus, há um problema de ordem temporal: a teoria e a prática europeia com políticas redistributivas remontam ao final do Século XIX, ao passo que na maioria dos países latino-americanos as melhorias redistributivas tomaram corpo somente no Século XXI.

A segunda deficiência decorre da primeira e diz respeito ao excessivo foco dado à ideologia do/a presidente. Obviamente, a orientação ideológica do/a chefe do Executivo é de suma relevância, ainda mais quando os poderes presidenciais são fortes como na América Latina. Porém, como se sabe, a formulação e adoção de políticas públicas decorre do embate entre Executivo e Legislativo, de modo que

é premente incorporar o papel do Legislativo à análise, em especial o tamanho da bancada de esquerda e a ideologia média da Câmara dos Deputados.

Já a terceira deficiência está relacionada a um aspecto fundamental da distribuição de renda que, curiosamente, é negligenciado nos estudos sobre desigualdade: estrutura produtiva. O que os países produzem, a forma como se dá a produção e, sobretudo, a distribuição da população ocupada entre as diferentes atividades econômicas são centrais para a compreensão da geração de renda no processo produtivo e sua repartição.

Minha tese endereça justamente essas três lacunas por meio de uma abordagem de economia-política efetivamente latino-americana acerca da relação entre estrutura produtiva, ideologia partidária e distribuição de renda. Por meio de métodos mistos de pesquisa, procuro responder às seguintes perguntas:

1. Qual a relação entre estrutura produtiva, ideologia partidária e distribuição de renda total na América Latina nos anos 2000?
2. Por que alguns países latino-americanos governados pela esquerda foram mais bem-sucedidos que outros na redução da desigualdade de renda total no período pós-2000?

O modelo teórico foi desenvolvido em consonância com os dois componentes que formam a renda total, quais sejam, renda primária e transferências governamentais (Cepal, 2018b; Lustig, 2018). O principal elemento do primeiro componente é a renda da produção, a qual foi discutida sob a perspectiva da heterogeneidade estrutural da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe - CEPAL (Prebisch, 2000; Pinto, 2000; Rodríguez, 2006; Cepal, 2010, 2012, 2016b,a).

Já as transferências governamentais foram apreendidas a partir da *power resource theory* (Przeworski, 1986; Hicks, 1999), do debate que trata da força partidária do presidente (Mainwaring e Shugart, 1997b; Cox e Morgenstern, 2002) e da literatura que discorre sobre o impacto da diferença ideológica do chefe do Executivo vis-à-vis a ideologia média da Câmara dos Deputados (Cheibub et al., 2004; Colomer e Negretto, 2005; Negretto, 2006; Figueiredo et al., 2012; Pereira et al., 2022).

À luz do acima exposto, a tese está estruturada da seguinte forma. No capítulo 1 discuto breve e criticamente as abordagens teóricas eurocêntricas e apresento os tipos-ideais de bem-estar social delas decorrentes. Em seguida, discorro de maneira mais pormenorizada sobre a experiência latino-americana. Conforme demonstrado, muito embora tenham sido empreendidos valiosos esforços no sentido de “latino-americanizar” as abordagens teóricas do Velho Continente, ainda permanece um forte acento eurocêntrico. Nesse sentido, também discuto a gênese dos sistemas de proteção social engendrados na América Latina, sua evolução ao longo dos anos e sua relação com a desigualdade de renda na região.

No capítulo 2 realizo uma revisão da literatura institucionalista que trata especificamente do impacto da ideologia partidária sobre a desigualdade de renda na América Latina no período pós-2000. Na medida do possível, enquadro os trabalhos resenhados nos marcos teóricos apresentados anteriormente. Evidenciar-se-á que a transposição teórico-analítica da experiência dos países ricos para os países abaixo do *Río Grande*<sup>1</sup> é inadequada e insuficiente para a acurada compreensão dos diferentes resultados verificados na variação da desigualdade.

Especificamente, verificar-se-á que tais abordagens quase sempre negligenciam o papel do Legislativo e que o papel da estrutura produtiva é sempre desconsiderado nas abordagens de cunho econômico-político da região. Complementarmente, também faço uma revisão da literatura estruturalista, que relaciona estrutura produtiva e desigualdade de renda.

No capítulo 3 proponho um modelo teórico para a distribuição de renda na América Latina no período pós-2000. Trata-se de uma abordagem de economia política que incorpora num mesmo arcabouço teórico estrutura produtiva e ideologia partidária e que, portanto, condiz com a decomposição da renda total em renda primária e transferências governamentais. Por essa razão, denomino meu modelo de DPI: D de desigualdade, P de produtiva e I de ideologia. Nesse sentido, inicialmente discorro sobre o objetivo geral, as perguntas da tese e as correspondentes hipóteses de pesquisa e, ao final, apresento os países que fazem parte da minha amostra e

---

<sup>1</sup>Trata-se do rio que separa o México dos Estados Unidos da América, conformando, assim, uma divisão natural para a América Latina.



detalho a operacionalização das variáveis.

À luz do modelo DPI e das características do banco de dados, realizo no capítulo 4 uma análise empírica do trinômio ideologia partidária - estrutura produtiva - desigualdade de renda. Para tanto, inicialmente apresento e discuto alguns fatos estilizados acerca da relação entre desigualdade de renda total, ideologia partidária e heterogeneidade estrutural.

Em seguida, discuto sucintamente a metodologia econométrica empregada e apresento os resultados encontrados, os quais corroboram sobremaneira o modelo teórico aqui desenvolvido e respondem à primeira pergunta da tese. Resumidamente: (i) quanto mais de esquerda for a ideologia do/a presidente, (ii) quanto mais de esquerda for a ideologia média da Câmara dos Deputados, (iii) quanto menor for a parcela da população ocupada em atividades de baixa produtividade do trabalho, (iv) quanto maior for a parcela da população ocupada em atividade de intermediária produtividade do trabalho, e, por fim, (v) quanto maior for o tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputados, menor a desigualdade de renda total na América Latina.

Já o capítulo 5 endereça a segunda pergunta da pesquisa por meio da análise das experiências boliviana, com Evo Morales do *Movimiento al Socialismo* - MAS, brasileira, com Lula e Dilma do Partido dos Trabalhadores - PT, e uruguaia, com Tabaré Vázquez e José Mujica do *Frente Amplio* - FA. Ao modelo DPI e à literatura específica desses três países, foram incorporados dados de algumas políticas de proteção social, do salário-mínimo real e da participação das manufaturas no Produto Interno Bruto.

De maneira peremptória, essa análise colocou Bolívia e Uruguai, de um lado, e o Brasil, de outro. Enquanto nos governos Evo Morales, Tabaré Vázquez e de Pepe Mujica houve convergência ideológica à esquerda entre o Executivo e o Legislativo, nos governos Lula e Dilma a Câmara dos Deputados permaneceu sendo formada majoritariamente por partidos de direita.

Similarmente, os partidos dos líderes boliviano e uruguaio sempre detiveram mais de 50% dos assentos na Câmara dos Deputados, o que lhes permitiu formar governos unipartidários com uma grande bancada de esquerda. De outra parte, o PT em seu

melhor momento não chegou a deter nem 20% do total de deputados e, ademais, a bancada de esquerda sempre foi menor que 40%. Obviamente, Lula e Dilma foram compelidos a formar amplas e heterogêneas coalizões do ponto de vista ideológico para governar o Brasil.

Nessa mesma toada e, em certo sentido, em decorrência dessas peculiaridades, Bolívia e Uruguai lograram alterar substancialmente suas respectivas estruturas produtivas. Houve uma significativa redução da população ocupada em atividades econômicas de baixa produtividade e, inversamente, um aumento em prol das atividades de produtividade mais elevada. No Brasil, por seu turno, essa alteração foi muito menor e, portanto, muito menos conducente a uma trajetória de crescimento econômico com distribuição de renda.

Portanto, não resta dúvida de que o combate à desigualdade de renda foi muito mais favorável para Morales, Vázquez e Mujica do que para Lula e Dilma. Quando o/a presidente e os/as deputados/as conferem primazia à igualdade distributiva, há espaço político para que sejam adotadas políticas públicas equalizadoras. Ademais, estas serão mais extensas quanto maior for o tamanho da bancada de esquerda.

Além disso, em um contexto de maior dinamismo econômico, tem-se folga orçamentária - e, portanto, política - para aumentar as despesas com políticas de proteção social e de valorização do salário-mínimo. Esta maior pujança econômica decorre tanto de elementos endógenos, como do efeito positivo que as políticas sociais têm sobre o produto interno bruto - PIB, como de fatores exógenos, como do impacto que o *boom* de commodities tem sobre a arrecadação tributária e sobre a atividade econômica.

Em conjunto, estes elementos permitem compreender porque a desigualdade de renda total caiu mais em alguns países - como na Bolívia e no Uruguai - do que em outros - como no Brasil - durante a onda rosa.

Como de praxe, no Capítulo 6 são tecidas as considerações finais. Destaca-se, nesse sentido, que a redução sustentada da desigualdade de renda na América Latina é contingente a adoção de políticas públicas redistributivas, tais como aumento de salário-mínimo e fortalecimento de programas de proteção social, por um lado, e de mudança estrutural em prol de atividades de maior produtividade, por outro. As

aplicações econométrica e histórica do modelo DPI são peremptórias neste sentido.

Deste modo, a presente tese contribui para a identificação e conformação de uma perspectiva teórica mais aderente à realidade da América Latina. Por se tratar da região mais desigual do planeta, a análise da melhora distributiva dos anos 2000 requer a latino-americanização da abordagem, por meio da incorporação de algumas de suas idiosincrasias políticas e econômicas.

A partir de uma perspectiva teórica bastante parcimoniosa foi possível identificar condições mais favoráveis à redução da desigualdade de renda. Simultaneamente, foram apontados alguns mecanismos causais mais promissores visando a conformação de sociedades mais justas e igualitárias na América Latina.

Ainda que essas políticas públicas redistributivas e de mudança estrutural sejam temas mais caros aos partidos de esquerda, é imperioso que todos os governos da região tenham como objetivo principal melhorar a distribuição de renda, independentemente da coloração ideológica do/a presidente e dos parlamentares.

Por fim, cabe destacar que no Apêndice estão reportadas a rotina de R utilizada nas estimativas econométricas, os testes que justificam a adoção dos modelos empregados, os resultados encontrados com especificações alternativas e algumas informações complementares.

# Capítulo 1

## Seguridade social na Europa e na América Latina: gênese e tipologias

The struggle over welfare-states is a struggle over distribution

---

*Evelyne Huber e John D. Stephens*

### 1.1 Introdução

A história dos países de alta renda mostra que os partidos políticos foram centrais para compreender a emergência e extensão das políticas sociais. As raízes históricas das agremiações partidárias, sua orientação ideológica e as clivagens sociais que elas representam são fatores determinantes para explicar a generosidade, estrutura de pagamentos e os tipos de serviços públicos oferecidos pelos diferentes estados nacionais (Esping-Andersen, 1990b; Huber e Stephens, 2010).

Consolidado na Europa após a 2<sup>a</sup> Guerra Mundial, o estado de bem-estar, como o próprio nome sugere, compreende um vasto rol de políticas públicas que visam assegurar o máximo de bem-estar aos cidadãos. Um dos elementos basilares dos estados de bem-estar são os sistemas de proteção ou de seguridade social, que abarcam o conjunto de políticas e programas que visam reduzir e prevenir a pobreza, a vulnerabilidade e a exclusão social ao longo do ciclo de vida e, finalmente, a desigualdade

de renda (OIT, 2021)<sup>1</sup>.

Muito embora as teorias por trás da formação do estado de bem-estar social sejam bastante antigas, atualmente a literatura sobre os determinantes da distribuição de renda, tanto nos países ricos quanto na América Latina, está calcada fortemente nesses aportes teóricos. Isso significa que, do ponto de vista teórico e, portanto, empírico, as variações de curto prazo na desigualdade de renda são interpretadas a partir de um marco analítico de mais longo prazo, caracterizado por processos cumulativos de aperfeiçoamento e adaptação de políticas públicas *pari passu* a evolução das sociedades.

Deste modo, é mister apresentar brevemente essas abordagens teóricas eurocêntricas e as tentativas de adaptá-las à realidade latino-americana. Muito embora tenham sido valiosos os esforços de “latino-americanizar” as abordagens teóricas do Velho Continente, ainda permanece um forte acento eurocêntrico que, como demonstrado no próximo capítulo, compromete o pleno entendimento da desigualdade de renda na América Latina.

Em seguida, apresento os tipos-ideais de bem-estar social nos países desenvolvidos conforme a bastante difundida tipologia de Esping-Andersen (Esping-Andersen, 1990b). Isso é necessário para compreender adequadamente as implicações que essa transposição teórica da Europa para a América Latina acarreta.

Posteriormente, discorro brevemente sobre a experiência latino-americana propriamente dita. Em primeiro lugar, discuto a gênese de sistemas de proteção social na América Latina de acordo com a tipologia de Mesa-Lago (Mesa-Lago, 1991). E, finalmente, apresento sucintamente a evolução destes sistemas nas décadas de 1980 e 1990 no contexto das crises que grassaram a região, as quais interromperam o incipiente processo de expansão da rede de seguridade social latino-americano.

---

<sup>1</sup>Tal como recomendado pela Organização Internacional do Trabalho - OIT, utilizo proteção social e seguridade social indistintamente.

## 1.2 Estado de bem-estar europeu: uma breve síntese

Com o fim da 2<sup>a</sup> Guerra Mundial, a ênfase nos “direitos políticos”, que florescera no século XIX, deu lugar às demandas por “direitos sociais”. Para além de uma mera ampliação das políticas sociais existentes à época, o estado de bem-estar foi um novo projeto de nação, calcado em três pilares: econômico, por meio da extensão da seguridade de renda e de trabalho como um direito dos cidadãos; moral, expresso pela promessa de justiça e solidariedade como elementos universais; e político, como um libelo da democracia liberal contra o fascismo e comunismo (Esping-Andersen, 1996).

A expressão *welfare state* foi usada pela primeira vez para descrever um conjunto de leis promulgadas pelo governo do Partido Trabalhista britânico depois de 1945, que conformaram uma “nova concepção” do sistema de proteção social (Briggs, 1961). A partir de então, a responsabilidade dos estados foi estendida para diversas áreas, tendo como objetivo não apenas oferecer políticas de assistência aos mais pobres, mas, sobretudo, aumentar os padrões de vida de todos os cidadãos. Valendo-se de um conceito caro aos economistas, a “função de bem-estar”, outrora restrita à microeconomia, foi apropriada pelos estados-nação (Esping-Andersen, 1990a). Esta incorporação de preceitos voltados à coletividade foi uma questão premente de unidade nacional haja vista a destruição causada pela 2<sup>a</sup> Guerra Mundial.

O estado de bem-estar social é um estado no qual o poder organizado, por meio da política e da administração pública, envida esforços para modificar as forças de mercado em três direções. Primeiro, garante aos indivíduos uma renda mínima, independentemente do valor de seu trabalho ou de suas propriedades. Segundo, reduz a insegurança dos cidadãos ao ofertar políticas que mitigam contingências sociais, tais como doença, velhice e desemprego. E terceiro, garante a todos os cidadãos, independentemente de distinções de classe, os melhores padrões de determinados serviços sociais (Briggs, 1961). Assim, por meio de diversos instrumentos de proteção social os estados nacionais logram alterar a distribuição de renda.

Com efeito, no que segue apresento as principais teorias acerca da formação

do estado de bem-estar na Europa, as quais, obviamente, norteiam as políticas de proteção social. Em seguida, detalho as características gerais dos sistemas de proteção social propriamente ditos e apresento a tipologia consagrada de Esping-Andersen (1990b) para os diferentes estados de bem-estar dos países ricos.

### 1.2.1 Teorias de estado de bem-estar

É possível identificar oito teorias acerca da formação do estado de bem-estar, sendo duas de cunho econômico e as demais de natureza política (Hicks, 1999; Segura-Ubiergo, 2007; Huber e Stephens, 2012). Essa separação não implica que nas primeiras inexistem componentes políticos nem, inversamente, que nas abordagens políticas não há qualquer elemento de natureza predominantemente econômica. Outrossim, trata-se de uma distinção que diz respeito à natureza do elemento causal por trás da formação do estado de bem-estar social na Europa.

A primeira abordagem, denominada Teoria da sociedade industrial (*Industrial society theory*) sustenta que as consequências da modernização/industrialização - mobilidade social, urbanização, individualismo, dependência do mercado - fizeram com que os modos sociais de reprodução pré-industrial (família, igreja, nobreza etc.) fossem destruídos. Por outra parte, o próprio processo de desenvolvimento econômico aumentou a capacidade de arrecadação dos estados nacionais, permitindo-os prover serviços de proteção social. Assim, tornou-se imperativa a conformação dos estados de bem-estar (Hicks, 1999; Segura-Ubiergo, 2007).

Para Esping-Andersen (1990a), um renomado estudioso do estado de bem-estar social europeu e autor da principal tipologia sobre o tema (discutida mais à frente), a teoria da “*lógica do industrialismo*” falha em explicar porque as políticas sociais levaram mais de cinquenta anos para serem adotadas depois da extinção das comunidades tradicionais. Ademais, estimativas feitas por Hicks (1999) indicam que desenvolvimento econômico é uma condição necessária, mas não suficiente, para consolidar programas básicos de bem-estar social. Para este fim, foi a política que determinou a consolidação do estado de bem-estar nos países desenvolvidos.

No que concerne à experiência latino-americana, essa abordagem permite compreender o florescimento dos sistemas de proteção social na região, mas não contribui

para o entendimento das variações da desigualdade de renda no curto prazo.

A segunda teoria econômica - Teoria da abertura econômica - sustenta que a globalização, sintetizada pela abertura comercial e financeira, está associada com a expansão do bem-estar social. O argumento é o seguinte: a exposição frente aos mercados internacionais aumentou a insegurança econômica e a desigualdade; conseqüentemente, os atores econômicos mais afetados usaram canais políticos - como sindicatos e partidos políticos - para pressionar os governos visando algum tipo de compensação; os governos, por seu turno, aumentaram o estado de bem-estar social para proteger a economia doméstica (Segura-Ubiergo, 2007).

Obviamente, trata-se de uma abordagem deveras contra-intuitiva para os latino-americanos. Conforme discutido mais à frente, foi justamente quando a globalização grassou a região que houve a contração - e não a expansão - das políticas de bem-estar na América Latina.

Dentre as teorias de natureza política, destaca-se inicialmente a Teoria de análise de classe (*Class analytical theory*), cujo foco é a classe trabalhadora organizada em sindicatos e partidos políticos. Também denominada de *power resource theory*, essa abordagem defende que as classes sociais são os principais agentes de mudança e que o balanço de forças de poder determina a distribuição de recursos. Assim, por meio de partidos políticos e da mobilização das classes trabalhadoras, a representatividade destas forças será convertida nas políticas públicas e reformas desejadas por estes grupos (Przeworski, 1986; Hicks, 1999; Huber e Stephens, 2010).

Com o malogro da experiência socialista, a participação política por meio dos partidos consolidou-se como o único recurso à disposição dos trabalhadores para que seus anseios e demandas fossem considerados pelos governantes. Porém, diversos desafios foram impostos à incorporação dos preceitos socialistas *strictu sensu* aos partidos políticos. Esses, por sua própria natureza, abarcam diversos interesses além daqueles ligados aos sindicatos, o que gera conflitos intra-partidários e dificuldades de coordenação. Ademais, a própria representação política por meio dos partidos é contrária à ideia de que as massas devem agir diretamente na defesa de seus interesses. Nesse sentido, teve lugar a desmobilização das massas que sustentavam o ideário socialista, conformando o seguinte dilema:



*“The rules of the democratic game, while universal and at times fair, show no compassion. If a party is to govern alone (...) it must obtain some specific proportion of the vote, not much different from 50 percent. (...) A party representing a class which has fewer members than the other classes combined cannot win electoral battles. (...) The combination of minority status with majority rule constitutes the historical condition under which socialists have to act. This objective condition imposes upon socialist parties a choice: socialists must choose between a party homogeneous in its class appeal but sentenced to perpetual electoral defeats and a party that struggles for electoral success at the cost of diluting its class character”* (Przeworski, 1986, p. 24)

Essa inexorabilidade da democracia liberal ensejou duas mudanças estruturais. Por um lado, houve o surgimento de novos partidos, como os trabalhistas e social-democratas, que representavam uma plêiade de interesses muito maior que a dos trabalhadores industriais – a política passou ser definida como uma relação individualização, e não em termos de classe. Por outro, a moderação ideológica e o abandono de determinadas pautas foi impositiva para a sobrevivência política de todos esses partidos (socialistas, trabalhistas, social-democratas etc.) de esquerda.

Assim, em vez de um amplo programa de nacionalização dos meios de produção, os partidos de esquerda passaram a preconizar e adotar medidas que não modificassem significativamente a estrutura da economia e o balanço de forças políticas. A política social, de maneira geral, e a questão distributiva, em particular, passam a ser endereçadas *ex post* por meio de diversos instrumentos que mitiguem, e não transformem, o sistema produtivo (Przeworski, 1986).

Ainda que essa abordagem tenha bastante apelo e, por isso, seja bastante disseminada na análise do caso europeu, como em Huber e Stephens (2010), a Teoria da análise de classe padece de ao menos três críticas significativas. Primeiro, como essa perspectiva passa inequivocamente pela emergência da democracia liberal, ela não permite explicar o surgimento de diversas políticas de proteção social - notadamente, seguro social - que ocorreram antes da democracia liberal propriamente dita. Segundo e complementando o primeiro ponto, as experiências alemã - com o pionei-

risimo na promulgação de leis relativas a acidentes de trabalho e pensões, no final do século XIX - e inglesa - com a adoção dos sistemas nacionais de saúde, pensão e seguro-desemprego, na primeira década do século XX - não foram realizadas sob a batuta de partidos de esquerda. Terceiro, estudos aplicados divergem quanto ao que realmente importa, se a percentagem de votos obtidos pela esquerda, se a parcela de assentos no Parlamento detidas pela esquerda ou se a organização dos sindicatos (Briggs, 1961; Segura-Ubiergo, 2007).

A Teoria da constelação de poder (*power constellations theory*) é uma abordagem cujo objetivo é “*to make power resources theory travel to Latin America*” (Huber e Stephens, 2012, 37). Para tanto, os autores fazem ligeiras modificações na teoria da análise de classe, incorporando a esta outros lócus de poder.

Primeiro, adiciona-se ao balanço de poder das classes sociais e dos partidos o papel da democracia, vez que, se para os europeus essa é uma constante, para os latino-americanos essa dimensão é variável que somente se dissemina na região após os anos 1980, com a chamada terceira onda democrática (Huntington, 1991).

A segunda dimensão incorporada trata da relação estado-sociedade e capacidade estatal. Respectivamente, trata-se do período autoritário, no qual diversos instrumentos de proteção foram forjados como forma de cooptar relevantes classes sociais e da estrutura constitucional de pontos de veto.

A terceira modificação diz respeito à estrutura transnacional de poder, expressa pelo efeito que a crise da década de 1980 e que as políticas neoliberais preconizadas pelo Fundo Monetário Internacional tiveram sobre a distribuição de renda (pontos também discutidos na próxima seção).

À semelhança da Teoria da sociedade industrial, essa abordagem se aplica mais a processos históricos mais longos, nos quais vigeram as ditaduras militares latino-americanos e, mais recentemente, no contexto da crise da dívida. Não obstante, é importante ressaltar a relevância e adequabilidade em incorporar dimensões constitucionais à análise, algo que também realizo em meu modelo teórico, ainda que de forma diferente.

Já a teoria estatista (*Statist theory*), como o próprio nome sugere, tem como foco os atores estatais, a capacidade estatal e as instituições de estado. Essa abordagem

também destaca legados históricos, tal como a organização unitária do estado, e o papel das ideias no desenho de políticas públicas de bem-estar social (Hicks, 1999; Segura-Ubiergo, 2007).

Nessa perspectiva, Pierson (1995), um conhecido autor do institucionalismo-histórico, analisa a relevância do federalismo na conformação e extensão da política social. O ponto mais importante levantado por Pierson - e compartilhado por Albertus e Menaldo (2018) - diz respeito ao fato de que as regras institucionais dos sistemas federalistas têm grandes implicações para a política social, tanto pela interação de um grande número de agentes em termos de estratégias e preferências, quanto pela emergência de novos atores políticos, ou ainda por conta da interconexão dos problemas decorrente da responsabilidade compartilhada entre os entes federados. Ademais, o arranjo federalista interage com outras importantes variáveis que afetam a redistribuição de renda, tais como o sistema partidário e a distribuição geográfica de grupos minoritário.

A Teoria pluralista (*Pluralist theory*), por seu turno, enaltece a adoção e disseminação da democracia liberal como fator determinante à expansão do bem-estar social no velho continente. Nela, não apenas os partidos de esquerda, como também os de centro contribuem para o avanço do estado de bem-estar. Trata-se, portanto, de uma abordagem que foca na pluralidade de bases sociais para demandas e práticas políticas:

*“Given prevalent social insecurity, democracy (competitive politics, electoral enfranchisement and turnout, and so on) should produce group pressures for income security. (...) Moreover, a range of centrist and interclass, as well as working-class, parties advance demands for income maintenance. (...) Democracy (or nonautocracy) tends, at least in combination with certain other factors, to advance welfare reform.”* (Hicks, 1999, p. 23)

No meu entender essa teoria pouco agrega ao entendimento da dinâmica distributiva latino-americana a partir dos anos 2000, pelos mesmos motivos verificados no que tange à Teoria da sociedade industrial e à Teoria da constelação de poder: as

três contribuem mais para explicar o nascimento das políticas de bem-estar do que seus diferentes efeitos depois que estas já foram adotadas.

A Teoria neo-marxista de estado (*Neo-Marxist theory of the state*) sustenta que algumas instituições estatais fazem com que o estado seja um estado *capitalista*, que não pode transgredir os interesses dos detentores de riqueza produtiva. Resumidamente, argumenta-se que o estado de bem-estar decorre de algumas condições necessárias para a sobrevivência do capitalismo, as quais não podem ser ofertadas pelo mercado (Hicks, 1999).

Ainda que do ponto de vista retórico essa teoria possa ter algum sentido, incorporar e operacionalizar seus conceitos conforma uma tarefa nada trivial. Ademais, uma vez que tanto a Dinamarca quanto o Brasil são capitalistas, essa teoria nada contribui para entender os porquês do país europeu ser muito mais equalitário que o latino-americano.

Já a Teoria centrada na política (*Polity-centered theory*) foca no poder do estado para coordenar processos de grupos e classes mal organizados. Confere ao estado o poder de delimitar e nortear as ações políticas dos cidadãos por meio de estruturas e legados institucionais, tal como o florescimento dos partidos social-democratas em decorrência da universalização do voto. Ou seja, o estado molda as demandas das classes (Hicks, 1999).

Mais uma vez, essa teoria contribui para uma interpretação histórica do surgimento de alguns mecanismos de proteção social nos países latino-americanos, mas não auxilia no entendimento da dinâmica recente da desigualdade de renda.

### 1.2.2 Tipos de estado de bem-estar

Passemos agora para uma breve descrição dos tipos-ideais de sistemas de proteção social e suas características principais.

Proteção social é um dos direitos previstos na Declaração Universal dos Direitos Humanos de 1948. Os sistemas de proteção social abarcam políticas e programas que protegem os indivíduos contra pobreza, vulnerabilidade e exclusão social (OIT, 2021). Conseqüentemente, as políticas de proteção social podem ser categorizadas segundo tipos ideais de bem-estar e de acordo com sua função na sociedade. Alter-

nativamente, essas políticas também podem ser classificadas por fonte de custeio, categoria, área, entre outros aspectos de natureza mais operacional. Vejamos esses recortes com mais detalhes.

Segundo Loewe e Schüring (2021), é possível identificar quatro casos extremos de sistemas de proteção social que, por seu turno, correspondem à uma determinada função. Deste modo, é possível concatenar em um mesmo arcabouço analítico a tipologia seminal de Gosta Esping-Andersen no livro *The Three Worlds of Welfare Capitalism* (Esping-Andersen, 1990b) e o modelo conceitual das diferentes funções de proteção social (Devereux e Sabates-Wheeler, 2004).

O primeiro caso é chamado de universalista e está vinculado à capacidade transformadora da proteção social. Objetiva-se equidade social e inclusão, empoderamento e direitos universais. Para tanto, é necessária uma ampla e institucionalizada rede de proteção social, baseada na provisão de benefícios universais de redistribuição de renda. Trata-se do modelo extensivo, escandinavo de proteção social, idealmente preconizado pela social-democracia europeia. Pensões sociais, benefícios às crianças, seguro-desemprego, um amplo sistema público de saúde gratuito para todos os residentes e até a garantia de uma renda mínima para todos os cidadãos são os principais instrumentos deste arquétipo.

Já o segundo é chamado de seletivista, que cumpre a função preventiva de proteção social. Para tanto, os recursos devem ser canalizados visando a redução de risco dos mais vulneráveis, não necessariamente os mais pobres. É uma política seletiva na medida em que (i) apenas riscos específicos são cobertos e (ii) somente pessoas com determinado nível de renda e que atendam aos requisitos já existentes de proteção estão incluídas. Seus principais instrumentos são seguro social contributivo, seguro privado e microsseguro. Para Loewe e Schüring (2021), trata-se do arquétipo de proteção social conservador da Europa continental, de França, Bélgica e Alemanha e de alguns países latino-americanos.

O terceiro caso, por seu turno, é denominado de residualista ou focalizado. Associado à função protetiva da política pública, destina-se sobretudo à redução da pobreza. Portanto, seu público-alvo são os pobres, os quais são os únicos diretamente contemplados por tais esforços. Os principais instrumentos utilizados são trans-

ferências não-condicionadas de renda (*means-tested unconditional cash transfers*) e *vouchers* de educação e saúde. Valendo-se da terminologia de Esping-Andersen (1990b), trata-se do modelo liberal, anglo-saxão de proteção social, cujos principais expoentes seriam os Estados Unidos da América, Irlanda e Austrália.

Por fim, o último caso - produtivista - atende à função promotora da proteção social, de mobilizar investimentos para capital humano e físico. O objetivo é tornar as pessoas mais produtivas para que elas saiam da condição de pobreza por si próprias. Calcado em instrumentos de mercado, tais como seguro privado e microsseguro, e, em menor medida, transferências de renda condicionadas, este arranjo não foi tipificado pelo renomado sociólogo dinamarquês.

Dentre as diversas formas possíveis de analisar as políticas de proteção social, adoto nesta tese a classificação da *Inter Agency Social Protection Assessments* (ISPA, 2022). É possível identificar cinco grandes áreas: 1) assistência social, detalhada a seguir; 2) seguro social contributivo (aposentadorias e pensões para idosos e incapazes) e demais tipos de seguro (doença, paternidade, maternidade, saúde etc.); 3) programas de mercado de trabalho, tais como serviços de capacitação e treinamento, seguro-desemprego, fomento ao empreendedorismo etc.; 4) serviços de cuidados social aos jovens e crianças, às famílias, aos idosos, aos vulneráveis etc.; 5) subsídios sobre alimentos, combustíveis, eletricidade, moradia, transporte e insumos agrícolas<sup>2</sup>.

Conforme adiantado, parte significativa da queda da desigualdade da renda verificada na América Latina no começo dos anos 2000 decorreu de políticas de assistência social. Nesse sentido, no que segue discorro apenas sobre as transferências de assistência social, as quais podem ser definidas da seguinte forma:

*“social transfers are regular, reliable, state-provided, non-contributory transfers whose main function is to prevent poverty and help mitigate vulnerable phases in life. It is widely accepted that social transfers are*

---

<sup>2</sup>Essa classificação não é consensual. Alguns autores discutem se é adequado enquadrar programas de mercado de trabalho e subsídios como categorias de proteção social. Similarmente, questiona-se até que ponto as políticas de microsseguro devem ser analisadas separadamente das demais (Devereux e Sabates-Wheeler, 2004; OIT, 2021; Loewe e Schüring, 2021). Optei por utilizar as mesmas cinco categorias adotadas pela ISPA em seu manual de análise dos instrumentos de proteção social, o qual permite uma análise acurada dessas políticas numa perspectiva comparada.

*paid irrespective of someone's employment and contribution history and that they are not provided as a charitable hand-out but as a binding and reliable transfer by the state.”* (Schüring, 2021, p. 41)

As transferências de assistência social podem ser divididas em três categorias: transferências de renda; transferências de produtos, serviços e em quase-dinheiro (*vouchers* ou cupons); outros tipos de assistência social. A primeira categoria é uma transferência direta, que é paga em espécie, tal como os programas de transferência de renda; a segunda engloba transferências diretas - como fornecimento de alimentação escolar - e indiretas - como subsídios de saúde e educação; já os outros tipos de assistência social são indiretos e compreendem isenções tributárias (ISPA, 2022).

Os programas de transferências via fornecimento de bens e serviços, de *vouchers* e subsídios implicam condicionalidades indiretas, já que restringem as opções de consumo. Já os programas de transferência condicional de renda (CCT, na sigla em inglês) não são tão restritivos, mas implicam em determinados padrões de consumo, de investimento e de comportamento. Usualmente, as CCT exigem exames periódicos de saúde para as crianças, níveis mínimos de frequência escolar e participação em cursos de capacitação.

Por fim, vale ressaltar que as CCT foram pioneiramente desenvolvidas nos anos 1990 no Brasil, com o programa Bolsa Escola no Distrito Federal, e no México, com o *Programa de Educación, Salud y Alimentación* (PROGRESA). Objetivando reduzir a pobreza e a desigualdade e, simultaneamente, melhorar a qualidade do capital humano, as CCT tornaram-se medidas politicamente aceitáveis que rapidamente se disseminaram pela região, conforme discutido a seguir (Stampini e Tornarolli, 2012; Schüring, 2021).

### **1.3 Políticas de proteção social na América Latina**

Os sistemas de proteção social foram paulatinamente adaptados e disseminados para além do Velho Continente. Ainda que exista alguma disparidade entre esses sistemas nos países europeus, na América Latina, como de praxe, essa heterogeneidade é muito maior. Assim, atualmente diversos dos instrumentos que caracterizam

e definem a rede proteção europeia ainda não são encontrados por aqui.

São diversas causas para isso. Primeiro, há uma grande diferença temporal em função do pioneirismo europeu, ainda que alguns países latino-americanos tenham adotado políticas de seguridade social no começo do Século XX. Conforme discutido mais à frente, este foi o caso do Uruguai, que implementou políticas de proteção social no começo do Século XX.

Segundo, enquanto na Europa os sistemas de proteção social foram em sua maioria forjados sob a égide de partidos de esquerda, na América Latina as primeiras políticas públicas nesta seara decorreram de ações individuais dos presidentes, e não da orientação ideológica do seu partido, que eram de direita.

Terceiro - e como consequência dos dois pontos anteriores -, aqui atualmente coexistem sistemas incipientes, que respondem por muito pouco do gasto público, e sistemas mais consolidados, nos quais a despesa social total como proporção do PIB é semelhante a de alguns países europeus.

Quarto, nas nações latino-americanas em que existem instrumentos de proteção mais estabelecidos, estes são de pequena extensão e cobertura - são sistemas de seguridade *deep but not wide*, nos termos de Mesa-Lago (1991). Consequentemente, em todos os países latino-americanos a capacidade redistributiva das políticas públicas de proteção social - preocupação da presente tese - é extremamente reduzida (Mesa-Lago, 1991; Haggard e Kaufman, 2008; Cecchini et al., 2014; Lustig, 2018; Cepal, 2021).

Não obstante, no começo do Século XXI houve uma sensível melhora na distribuição de renda dos países latino-americanos. Dentre as diversas causas para essa singular reversão nos historicamente elevados níveis de desigualdade da região destaca-se o papel dos partidos de esquerda. Estes foram responsáveis pela adoção de políticas públicas - produtivas, de transferência de renda e de aumento do salário-mínimo - que contribuíram sobremaneira para redução da desigualdade na região.

A presente seção faz uso dos construtos analíticos e teóricos delineados anteriormente para discutir a formação e consolidação das políticas de bem-estar na América Latina no Século XX. A análise está dividida em dois períodos.



O primeiro, que compreende os anos 1920-1970, trata do florescimento dos sistemas de proteção social na região, nos quais os países latino-americanos adotaram diversos instrumentos de seguridade social, ainda que em momentos e intensidade distintos (Subseção 1.3.1). Já o segundo período cobre as décadas de 1980 e 1990, as quais conformam um ponto de inflexão no papel do estado e, portanto, na magnitude e extensão das políticas públicas de maneira geral (Subseção 1.3.2).

Especificamente com relação às políticas sociais, se por um lado a redemocratização aumentou a pressão sob os governos no sentido de aumentar os gastos sociais, por outro a crise da dívida e a subsequente adoção das reformas propugnadas pelo chamado Consenso de Washington operaram no sentido oposto. O saldo dessas mudanças antagônicas foi a retração dos ainda incipientes sistemas de proteção social na região, resultando inevitavelmente no aumento da desigualdade de renda.

### **1.3.1 Formação, 1920-1970**

Para Carmelo Mesa-Lago, um conhecido especialista em seguridade social latino-americana, grupos de pressão e o Estado estiveram por trás da conformação da proteção social da maioria dos países da América Latina e Caribe. Com base em dados dos anos 1980, este autor identifica três grupos de países sob uma perspectiva temporal: pioneiros, intermediários e atrasados (Mesa-Lago, 1991).

Pioneiros engloba os países mais desenvolvidos da região - Argentina, Brasil, Chile, Cuba e Uruguai - nos quais o sistema de proteção social foi forjado nos anos 1920. Grupos de pressão, diversas vezes associados a partidos políticos, tiveram um papel fundamental. Com efeito, foram delineados diversos subsistemas de seguridade, cuja rede de proteção inicialmente contemplava apenas forças armadas, servidores públicos e professores.

Paulatinamente, esta rede foi expandida para outras categorias, tais como trabalhadores dos setores de transporte, energia, financeiro e de comunicações; algum tempo depois para os demais trabalhadores urbanos; e, finalmente, para trabalhadores do campo, conta-própria, pequenos empreendedores e empregados domésticos. Conformou-se um sistema de proteção social estratificado, cujos maiores/menores benefícios estavam no topo/base da pirâmide.

Já nos intermediários o sistema de seguridade social começou a ser adotado nos anos 1940. Exceto pelo México, que possuía algum grau de industrialização, tratam-se de países predominantemente rurais: Bolívia, Colômbia, Equador, Panamá, Paraguai, Peru e Venezuela. Grupos de pressão também foram protagonistas neste processo e, conseqüentemente, lograram obter subsistemas para suas categorias, as quais se assemelham sobremaneira às dos pioneiros.

Os atrasados, por seu turno, contemplam dois subgrupos de países, latinos e não-latinos. Dentre os latinos estão os países mais pobres da América Central (El Salvador, Haiti, Honduras, Guatemala, Nicarágua e República Dominicana), nos quais a seguridade social surgiu somente a partir da metade do século XX e com baixa cobertura populacional. Já dentre os não-latinos destacam-se alguns países caribenhos que foram colônias britânicas, os quais apresentam desde os anos 1980 sistemas de saúde universais. Ao contrário dos grupos anteriores, não é feita nenhuma menção ao papel dos partidos políticos na formação da seguridade social nos atrasados.

Haja vista a quase inexistência de dados confiáveis e comparáveis entre os países latino-americanos nos anos 1980, Mesa-Lago (1991) intuitivamente identifica nos sistemas de proteção social dos pioneiros um caráter neutro ou ligeiramente distributivo, possivelmente regressivo nos intermediários e definitivamente regressivo nos atrasados. Ademais, o autor sustenta ser muito difícil a transição de uma fase para a outra e, sobretudo, a obtenção de um estado de bem-estar nos moldes europeus:

*“This is due to the fact that in the developed countries of Europe, most of the labour-force consists of wage-earning urban workers, whilst in at least one-third of Latin American countries the mass of the labour force is composed of agricultural workers, the self-employed, and unremunerated family members. (...) in many Latin American countries self-employed persons cannot afford the employer’s contribution; and agricultural workers have low incomes, are scattered, and are frequently migrant, often changing employer.”* (Mesa-Lago, 1991, p. 373)

Dialogando diretamente com a famosa tipologia de Esping-Andersen (1990b),

Barrientos (2004) sustenta até o início dos anos 1980 os países latino-americanos possuíam elementos dos três tipos de bem-estar social europeus, mas com claro predomínio da vertente que caracteriza a Europa continental. Contudo, tratava-se de um arranjo conservador-informal, na medida em que para a maior parcela da população a proteção social não reside no estado, mas, sim, no mercado de trabalho.

Analogamente, no livro *Development, democracy, and welfare states - Latin America, East Asia, and Eastern Europe* (Haggard e Kaufman, 2008) é discutido o nascimento e evolução do estado de bem-estar na América Latina à luz de algumas das perspectivas teóricas delineadas acima. Especificamente, os autores buscam superar o insulamento e viés geográfico da literatura europeia sobre o tema, estendendo-a e adaptando-a para outros contextos históricos.

Com efeito, é refutada a Teoria da sociedade industrial na medida em que, embora esta tenha contribuído para a emergência do estado de bem-estar social na região, esta abordagem é insuficiente para explicar os diferentes e divergentes sistemas de proteção social dos países latino-americanos.

Alternativamente, os autores assentam sua argumentação na Teoria de análise de classe, dando especial atenção às descontinuidades políticas que marcaram os países latino-americanos, asiáticos e do leste europeu<sup>3</sup>. Eles usam essa perspectiva para explicar como os políticos, independentemente do contexto democrático, adotaram diferentes políticas sociais que contemplaram as classes trabalhadoras urbanas e setores rurais organizados.

Neste sentido, fica evidente também a oposição dos autores quanto à ideia de que o regime democrático importa sobremaneira para a formação dos estados de bem-estar na região, tal como sustenta a Teoria pluralista: os realinhamentos por trás das mudanças nas políticas sociais vão muito além das instituições formais e refletem interesses políticos.

*“In sum, the welfare systems that had developed by the late 1970s and*

---

<sup>3</sup>Descontinuidades são tratadas de maneira similar às conjunturas críticas do institucionalismo histórico (Collier e Collier, 2002). Segundo Haggard e Kaufman (2008), descontinuidade é um conceito mais adequado por descrever mais acuradamente as mudanças de poder de interesses organizados que ocorreram na primeira metade do Século XX e, ademais, por não trazer em seu bojo a ideia de dependência de trajetória, intrínseca ao institucionalismo histórico, uma vez que nenhum realinhamento político pode ser assumido como duradouro.

*early 1980s (...) were by no means the result of democratic politics, or even bargaining with affected interests; much more commonly, they were simply imposed from above. Nevertheless, distinctive social-policy complexes generated expectations about the benefits the state would provide. In turn, the interests, expectations, and even institutions formed through these earlier social-policy interventions strongly affected the political battles over social policy that unfolded in the new democracies that emerged in the 1980s and 1990s.”* (Haggard e Kaufman, 2008, p. 10)

Complementando essa argumentação, Segura-Ubiergo (2007) defende que apesar dos sistemas de bem-estar latino-americanos terem sido influenciados por grupos de pressão, não é possível admitir que as correspondentes legislações foram automaticamente propostas como respostas governamentais à essas pressões. Outrossim, as elites políticas agiram preventivamente como forma de cooptar, controlar e até desmobilizar determinados grupos, notadamente partidos de esquerda, sindicatos e movimentos sociais (Haggard e Kaufman, 2008).

Com efeito, a origem do sistema de proteção social na América Latina deve, portanto, ser compreendido como uma reforma imposta de cima para baixo que objetivava cumprir dois objetivos simultaneamente: i) consolidar divisões entre diferentes grupos econômicos e sociais, de modo a evitar possíveis contestações de poder; ii) assegurar a lealdade dos grupos-chave que inicialmente gozaram de proteção social junto às autoridades estatais (Segura-Ubiergo, 2007; Lopez, 2018).

No que concerne à experiência latino-americana de maneira mais geral, outro ponto que merece destaque em Segura-Ubiergo (2007) e em Haggard e Kaufman (2008) é tratar do vínculo entre o processo de industrialização por substituição de importações (ISI) e o florescimento dos sistemas de proteção social engendrados na região. O ISI foi uma estratégia de desenvolvimento econômico elaborada no âmbito do estruturalismo latino-americano, o qual foi adotado por diversos países da região a partir dos anos 1950.

Seus teóricos identificaram diversas vicissitudes nas economias latino-americanas, em especial o dualismo no mercado de trabalho: a coexistência de setores de alta produtividade com elevados salários, por um lado, e atividades econômicas de baixa

produtividade, elevada informalidade e reduzidos salários, por outro (Rodríguez, 2006). Detalharei esta teoria e sua relação com a desigualdade de renda no próximo capítulo, uma vez que se trata de um dos marcos teóricos da presente tese.

Por ora, cabe dizer que para Haggard e Kaufman (2008) o ISI decorreu do realinhamento crítico da coalizão de classes que estava à frente de diversos governos latino-americanos na primeira metade do Século XX. Ocorre que os sistemas de seguridade social adotados à época acabaram por reforçar, e não combater, o dualismo no mercado de trabalho, resultando numa piora na distribuição de renda:

*“The cross-class coalitions formed in the course of the critical realignments in the region were conducive to the adoption of ISI as a more self-conscious development strategy in the postwar period. ISI allowed state enterprises and private firms in the import-substituting sectors to accommodate welfare entitlements for the organized urban working class. However, such policies contributed to labor-market dualism and to well-known biases against agriculture and the rural sector. The social-insurance systems that developed in the region both reflected and reenforced these biases. Moreover, the structural characteristics of import-substituting economies also had adverse effects on the overall distribution of income and reduced incentives for governments, firms, and workers to invest in education.”* (Haggard e Kaufman, 2008, p. 9)

Como se sabe, a partir do final da Segunda Guerra Mundial houve uma forte e robusta aceleração do crescimento econômico mundial. Na Europa estes “anos dourados do capitalismo” - também denominados de “Trinta Gloriosos” (1945-1975) - foram acompanhados de uma sensível melhora distributiva. Porém, a partir da década de 1980 essa tendência deixa de existir, sendo que nos países anglo-saxões houve, na realidade, uma piora na distribuição de renda (Piketty, 2014).

Apesar da carência de dados para diversos países da região, na América Latina houve uma sensível piora distributiva a partir de meados dos anos 1960 e 1970, tanto por conta dos já mencionados efeitos regressivos do ISI, quanto por conta das ditaduras militares que grassaram diversos países latino-americanos (Albertus e

Menaldo, 2018).

Vale dizer que isso ocorreu apesar dos esforços de unificação/uniformização dos diferentes sistemas nos anos 1960 e de extensão de diversos programas sociais para outros grupos sociais. Tratou-se, sobretudo, de uma massificação de privilégios, e não de uma universalização de direitos (Mesa-Lago, 1991).

Não obstante, são dignos de nota os avanços ocorridos nos anos 1970 na redução da pobreza verificados nos poucos governos de esquerda na região. Por exemplo, o governo de Salvador Allende da *Unidad Popular* estendeu sobremaneira o estado de bem-estar social no Chile, notadamente por meio de programas de nutrição para gestantes, lactantes e crianças. Na Costa Rica, por seu turno, a criação de um sistema de saúde público e universal já nos anos 1960 decorreu do partido de esquerda *Partido de Liberación Nacional*, que propôs e aprovou a criação do referido sistema (Pribble et al., 2009).

### 1.3.2 Construção interrompida, 1980-1999

A partir dos anos 1990, com a crise da era de ouro do capitalismo, começa a ganhar corpo o debate sobre a crise do estado de bem-estar e a necessidade de reformá-lo nos países ricos. Neste sentido, destaca-se o livro *Welfare States in Transition - National Adaptations in Global Economies* de Esping-Andersen (Esping-Andersen, 1996), no qual são feitas análises de diferentes experiências europeias e delineados pontos de atenção na construção/consolidação das políticas de proteção social nos países pertencentes à terceira onda democrática.

Todavia, não foram identificadas mudanças radicais nos países desenvolvidos com relação ao estado de bem-estar social. Outrossim, trataram-se de reformas negociadas e consensuais, uma vez que a maior parte das políticas estavam e estão institucionalizadas e imbuídas de interesses que advogam por sua perpetuação.

Resumidamente, Esping-Andersen (1996) identifica três rotas de reforma dos sistemas de proteção social nos países ricos. A rota escandinava seguiu uma trajetória de expansão do emprego público feminino. Já a alternativa anglo-saxã é a neoliberal, baseada na desregulamentação do mercado de trabalho e na substituição da rede pública de proteção social pelo setor privado. Com efeito, ainda que esta rota tenha

resultado em alguma elevação no emprego de baixos salários, um efeito incontestado foi o aumento da desigualdade. E a rota da Europa continental residiu em subsidiar a saída dos trabalhadores do mercado de trabalho, notadamente via aposentadoria.

Nesta conjuntura adversa, de contestação do estado de bem-estar na Europa, a partir dos anos 1980 as políticas econômicas do ISI se esgotam, pondo o fim ao longo ciclo de crescimento econômico na América Latina.

Não obstante, no que concerne à distribuição de renda, surgem dois fatos novos que operaram em sentidos opostos. Primeiro, teve início a chamada terceira onda democrática (Huntington, 1991), representada pelo fim das ditaduras militares no Peru (1980), Argentina (1983), Uruguai (1985), Brasil (1985) e Chile (1990), que permitiu que diversas demandas outrora reprimidas fossem, agora, colocadas no debate. Segundo e de maneira bastante disseminada na região, irrompeu a chamada crise da dívida, com efeitos deletérios sobre o gasto social dos países latino-americanos.

A redemocratização fez com que os governos passassem a ser pressionados em duas frentes na área social. Por um lado, os pequenos grupos de privilegiados que gozavam de benefícios sociais se articularam visando a preservação de seus direitos. Paulatinamente, essa pauta foi transferida para os partidos políticos, a qual ganhou força à medida que os grupos cresciam.

Por outro lado e de maneira inovadora, a redemocratização permitiu que a questão distributiva passasse a ser mais central. Outrora negligenciada pela agenda do crescimento econômico, os governos passam a ser pressionados para endereçar políticas de combate à pobreza e à desigualdade de renda (Haggard e Kaufman, 2008).

Já a crise da dívida, como o próprio nome indica, foi um fenômeno associado à solvência externa dos países latino-americanos, no qual houve uma severa contração econômica, agudas crises fiscal e externa e aumento da inflação.

A resposta dos países latino-americanos foi na linha neoliberal de Esping-Andersen (1996)<sup>4</sup>. Sintetizadas naquilo que ficou conhecido como Consenso de Washington - tanto em sua versão original (Williamson, 1990) quanto na sua versão aumentada (Rodrik, 2007) - estas reformas propugnavam a retomada do crescimento do cres-

---

<sup>4</sup>A única experiência latino-americana analisada por Esping-Andersen (1996) foi a reforma previdenciária chilena, a qual seguiu, conforme o esperado, a lógica neoliberal

cimento por meio de estabilização macroeconômica, reformas pró-mercado, ajuste fiscal, privatizações e liberalização comercial e financeira.

O efeito líquido da pressão equalizadora oriunda da redemocratização, por um lado, e do esforço e pressão externa em prol da redução do tamanho do estado, por outro, foi a contração da proteção social na região. Diversos regimes de seguridade social, de saúde e até de educação migraram de sistemas de partilha centralizados (nos quais rendas e riscos são compartilhados) para sistemas de capitalização (nos quais os benefícios são, na medida do possível, proporcionais à capacidade/contribuição do indivíduo).

Assim, houve não apenas a compressão do valor dos benefícios, como também a redução da cobertura populacional de diversas políticas sociais, como reflexo do forte corte nas despesas públicas (Segura-Ubiergo, 2007; Haggard e Kaufman, 2008; Cepal, 2010; Cornia, 2010). Consequentemente, as reformas neoliberais redundaram num efeito regressivo, notadamente em decorrência da diminuição da já pequena parcela de emprego formal na América Latina (Huber et al., 2006; López-Calva e Lustig, 2010).

*“The politics of structural adjustment in the 1980s and 1990s involved the dismantling or scaling back of many state policies that were designed to redistribute income or provide economic protection to low-income groups. These policies—most of them embedded in the broader statist development logic of ISI—were deemed too costly, inefficient, or market-distorting to be sustained in a period of debt-induced austerity and market restructuring for enhanced international competitiveness.”* (Roberts, 2014, p. 2)

Desta forma, como forma de contornar as amarras supracitadas, os países latino-americanos passaram a priorizar um sistema de proteção social residualista ou focalizado, nos termos do modelo liberal anglo-saxão. Com o fundamental apoio de agências multilaterais como o Banco Mundial, que preconizava uma maior eficiência dos gastos públicos - e que, portanto, gozava de um forte apelo na sociedade - houve a disseminação de políticas focalizadas de redução da pobreza e desigualdade, no-



tadamente via CCT (De Ferranti, 2004). Para Barrientos (2004), a América Latina transitou rápida e precariamente do já mencionado arranjo conservador-informal para um padrão liberal-informal.

Em *Brasil, a construção interrompida*, de 1992, Furtado (1992) afirma que, embora o forte dinamismo econômico do Brasil no período 1930-1980 tenha sido fundado num modelo que gerou graves injustiças sociais, estas foram agravadas pelas profundas mudanças estruturais provocadas pela crise. Assim, os ajustes macro e microeconômicos adotados visando debelá-la acabaram por gerar uma “perda de governabilidade”, expressa pela interrupção precoce da formação de determinadas áreas dos estados nacionais. A política social não foi uma exceção: os ainda incipientes sistemas de seguridade social latino-americanos foram abruptamente interrompidos e a desigualdade de renda, conforme o esperado, aumentou (De Ferranti, 2004).

## Capítulo 2

# Desigualdade de renda nos anos 2000 na literatura institucionalista e estruturalista

Ora, está longe de ser óbvio, de um ponto de vista lógico, haver justificativa no inferir enunciados universais de enunciados singulares, independentemente de quão numerosos sejam estes; com efeito, qualquer conclusão colhida desse modo sempre pode revelar-se falsa

---

*Karl Popper*

### 2.1 Introdução

Tal como ocorreu no final do Século XX, nos anos 2000 houve uma mudança de paradigma das políticas sociais na América Latina. Passou-se da focalização da pobreza e segmentação - entendida como sendo a capacidade dos beneficiários de pagar por serviços - para uma visão mais integrada dos diversos instrumentos de proteção social. A igualdade de oportunidades deu lugar à igualdade de direitos

(Cepal, 2010).

Evidentemente, isso decorreu da chegada dos partidos de esquerda ao poder, processo denominado de “onda rosa”<sup>1</sup>. Segundo Gonzalez (2019), esse termo foi cunhado em 2006 por um correspondente do jornal *New York Times* para tratar do governo de Tabaré Vázquez no Uruguai.

Tratou-se de onda porque em 2009 aproximadamente 60% da população da região era governada por presidentes pertencentes a partidos de esquerda. E foi uma onda rosa porque não houve uma conversão dos países latino-americanos ao vermelho socialista, a despeito dessa retórica estar presente em alguns casos (Panizza, 2005; Castañeda, 2006; Levitsky e Roberts, 2011).

Essa reorientação ideológica, associada ao *boom* de commodities, permitiu que a maior parte dos países da região aumentasse o gasto social per capita, reduzindo, assim, a desigualdade de renda. Em conjunto, esses elementos impactaram positivamente o PIB que, por sua vez, gerou um forte aumento na receita - haja vista a pró-ciclicidade da arrecadação (Cepal, 2010; Tromben, 2016) -, o que permitiu alguma folga orçamentária para mais gastos sociais. Portanto, conformou-se no começo dos anos 2000 um virtuoso e inédito ciclo de crescimento econômico com distribuição de renda na América Latina (Cepal, 2010, 2012, 2014).

Neste capítulo apresento os diferentes conceitos de renda, o que se entende por distribuição e redistribuição de renda e descrevo sucintamente as principais medidas de desigualdade de renda utilizadas nos trabalhos sobre o tema. Tratam-se de conceitos essenciais ao pleno entendimento da questão distributiva, sobre os quais a presente tese está assentada teórica e empiricamente.

Em seguida, realizo uma breve crítica à literatura institucionalista e estruturalista que trata da desigualdade de renda na América Latina no período pós-2000. Na medida do possível, enquadro os trabalhos resenhados nos marcos teóricos apresentados no capítulo anterior.

---

<sup>1</sup>Para Goldfrank (2011), a onda rosa começa muito antes, nos anos 1980 e 1990, com a eleição de prefeitos/alcaides de esquerda em grandes cidades e capitais da região, tal como a *Izquierda Unida* em Lima (Peru), o Partidos dos Trabalhadores em Diadema, Fortaleza e Porto Alegre (Brasil), *Frente Amplio* em Montevidéo (Uruguai) e *La Causa Radical* em Caracas (Venezuela). Como na tese analiso somente os governos nacionais, considero a cronologia consagrada na literatura em que a onda rosa começa com Chávez.

Evidenciar-se-á que a transposição teórico-analítica da experiência dos países ricos para os países abaixo do Rio Grande é inadequada e insuficiente para a acurada compreensão dos diferentes resultados verificados na variação da desigualdade. Especificamente, verificar-se-á que tais abordagens quase sempre negligenciam o papel do Legislativo e que o papel da estrutura produtiva é sempre desconsiderado nas abordagens de cunho institucionalista<sup>2</sup>.

## 2.2 Conceitos de renda e de desigualdade

A formação dos modernos estados nacionais permitiu aos governos alterar a distribuição da renda por meio de impostos e transferências governamentais. O impacto conjunto das transferências e impostos conforma o que a literatura denomina de análise de incidência fiscal. Por meio dela é possível avaliar se e em que medida os diferentes gastos e tributos são equalizadores, ou seja, se e quanto contribuem para melhorar a distribuição de renda.

*“Fiscal incidence analysis is designed to measure who bears the burden of taxes and who receives the benefits of government spending - in particular, of social spending - and who are the gainers and losers of particular tax reforms or changes to welfare programs. In practice, fiscal incidence analysis is the method utilized to allocate taxes and public spending to households so that one can compare incomes before taxes and transfers with incomes after them, and calculate the relevant indicators of prefiscal and postfiscal inequality and poverty, among others.”* (Lustig, 2018, p. 13)

Muito embora o foco da presente tese não seja tributação e equidade, convém tecer apenas breves comentários a este respeito. Os impostos diretos são usualmente

---

<sup>2</sup>O papel exercido por outras variáveis usualmente analisadas na ciência política comparada, sendo democracia o exemplo mais notável, será reportado tão somente quando seu efeito teórico ou empírico for relevante à discussão entre partidos políticos e distribuição de renda. A relação entre democracia e redistribuição de renda foi analisada pioneiramente em Meltzer e Richard (1981). Desde então, floresceu uma miríade de trabalhos sobre esse tema (Albertus e Menaldo, 2018; Boix et al., 2003; Gallagher e Hanson, 2009; Przeworski et al., 2000; Keefer, 2009). Para uma análise crítica dessa relação ver ver Huber e Stephens (2012), para a América Latina, e Fernandes (2014), para o caso brasileiro.

equalizadores, uma vez que são progressivos - quanto maior a renda, maior o imposto. Inversamente, os impostos indiretos são regressivos e, portanto, não contribuem para a redução da desigualdade - a cunha fiscal recai sobre todos de maneira igual e independente do nível de renda.

Entretanto, quando matizados em conjunto com os gastos, um tributo regressivo como o imposto sobre valor adicionado pode, no fim das contas, melhorar a distribuição de renda. Basta que a receita auferida seja usada para financiar uma determinada rubrica de bem-estar social que, por óbvio, seja equalizadora e que compense o efeito concentrador de renda do imposto (Lustig, 2018).

Atualmente, com o avanço na quantidade e qualidade das pesquisas domiciliares e à luz da padronização conceitual das conferências internacionais de produção de estatísticas, a renda total das famílias possui dois grandes componentes (Canberra, 2011).

O primeiro componente é a renda primária, que é dada pela soma da renda da produção com a renda de ativos. A renda da produção, por seu turno, engloba a renda do trabalho - renda do trabalho assalariado mais a renda de conta própria - e a renda imputada para autoconsumo, relativo às residências ocupadas pelo proprietário do imóvel, ao trabalho doméstico não-remunerado e aos bens duráveis produzido pelas famílias para consumo próprio. Já a renda de ativos compreende a renda dos ativos financeiros e não-financeiros e royalties.

O segundo componente são as transferências governamentais, que, tal como definido pela ISPA, compreendem os benefícios de assistência social, as pensões de seguridade social, as pensões e outros benefícios de seguro e outras transferências oriundas de instituições sem fins lucrativos e das próprias famílias.

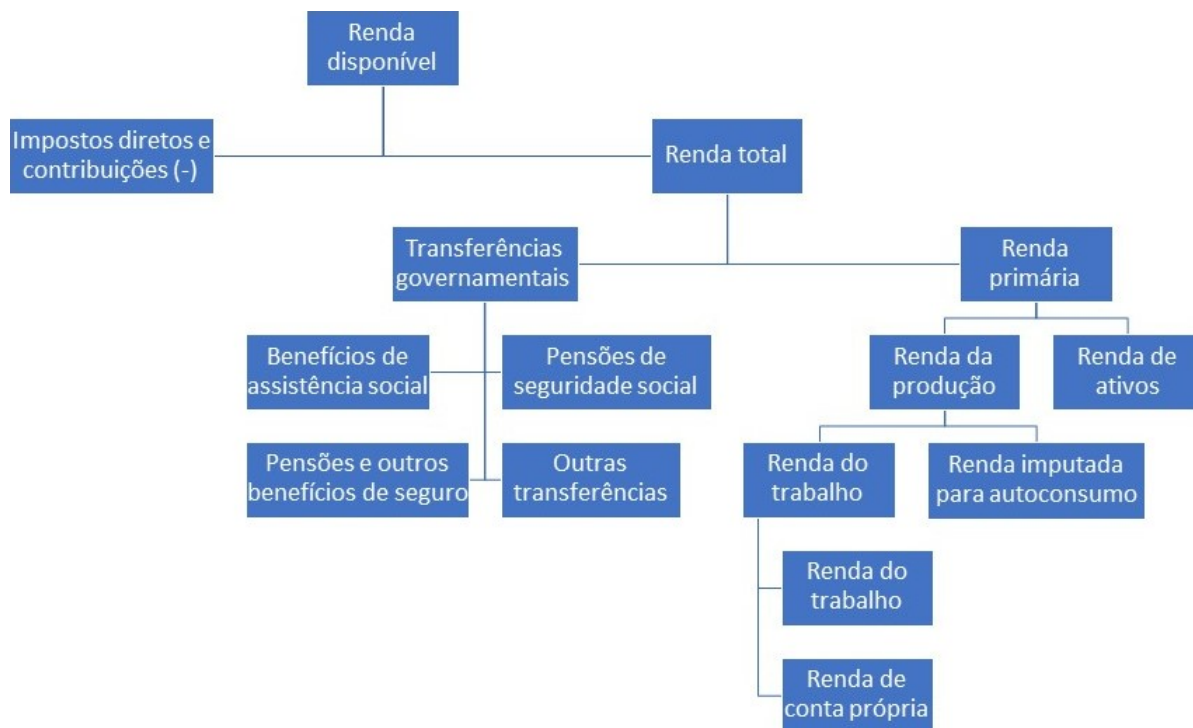
Se deduzirmos da renda total os impostos diretos, contribuições, taxas e multas pagas pelas famílias, temos a renda disponível. A renda disponível é a medida mais fidedigna do conjunto de recursos que as famílias dispõem para custear seu consumo de forma permanente<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup>Se o objetivo for medir o bem-estar, deve-se somar à renda disponível a valoração monetária dos serviços sociais recebidos (saúde, educação etc.), conformando a renda disponível ajustada. Lustig (2018), uma profícua pesquisadora sobre a desigualdade de renda latino-americana, adota conceitos ligeiramente diferentes. Para ela, a renda inicial (também chamada de *market income*) equivale à renda primária, exceto pelo fato das aposentadorias e pensões estarem valoradas em

A Figura 2.1 sintetiza esses diferentes conceitos de renda.

Figura 2.1: Conceitos de renda



Fonte: Canberra (2011)

Convém agora discutir brevemente as medidas de desigualdade de renda. Existem diversas formas de medir a desigualdade, sendo que a maior parte delas medem como a distribuição de renda observada difere de uma hipotética distribuição de renda perfeitamente igualitária.

O índice de Gini é a medida sintética mais utilizada nos estudos aplicados sobre desigualdade de renda. Trata-se de uma medida de desigualdade relativa, que permite a comparação entre diferentes países, moedas, variações de preços e populações. O índice de Gini varia de 0 (igualdade total - todas as pessoas detêm a mesma parcela da renda total) a 1 (desigualdade total - uma pessoa detém toda a renda do país). Ou seja, quanto maior o índice de Gini, maior a desigualdade de renda<sup>4</sup>.

termos líquidos (isto é, descontando as contribuições realizadas para custear estas aposentadorias e pensões). Ademais, esta autora denomina a soma da renda disponível com os serviços sociais recebidos de renda final, e não renda disponível ajustada.

<sup>4</sup>O índice de Gini pode ser calculado de diversas formas. Quando calculado indivíduo a indivíduo, essa medida sintética de desigualdade é dada por:  $G = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i + y_{i-1})$ , onde  $G$  é o índice de Gini,  $n$  é o total de indivíduos e  $y$  é o rendimento de cada indivíduo em ordem crescente. Para outras formulações dessa medida de desigualdade, ver Medeiros (2012)

Ainda que muito difundido, existem alguns problemas com esse indicador. Além de não ser aditivamente decomponível em subgrupos, o Gini é mais sensível à variações no meio da distribuição do que nos extremos (Medeiros, 2012; Cobham e Sumner, 2013, 2014). Assim, a consagrada medida de Corrado Gini pode não refletir adequadamente determinadas mudanças distributivas.

Nesse sentido, convém complementar a análise com outras medidas sintéticas de desigualdade. As duas mais comuns são os índices de Theil e de Atkinson, as quais também possuem vantagens e desvantagens. Uma vez que o último pode ser apreendido como um caso especial o primeiro (Medeiros, 2012), apresentarei brevemente os índices de Theil.

O índice T de Theil também é uma medida relativa que sintetiza a distância relativa das rendas observadas em relação a uma distribuição perfeitamente igualitária. Essa medida pode variar entre 0 (igualdade perfeita) e  $\ln n$  (desigualdade total), onde  $n$  é o total de indivíduos. Logo, para fazer com que essa medida varie entre 0 e 1, basta dividi-la por  $\ln n$ , conformando o índice L de Theil<sup>5</sup>.

Finalmente, é possível avaliar a distribuição de renda segundo faixas de renda, segundo percentis, decis e quartis. Dentre as medidas de desigualdade por faixa de renda mais difundidas estão: a renda detida pelos 10% mais ricos (D10), pelos 40% do meio (D6-D9) e pelos 50% mais pobres (D1-D5), adotada no *World Inequality Report* do laboratório de estudos de desigualdade liderado por Thomas Piketty (Chancel et al., 2021); e a razão entre D10 e a renda detida pelos 40% mais pobres (D1+D2+D3+D4), intitulada a razão Palma (Cobham e Sumner, 2013, 2014)<sup>6</sup>. A

<sup>5</sup>Formalmente:  $T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu_i} \ln \frac{y_i}{\mu_i}$ , onde T é o índice de Theil,  $n$  é o total de indivíduos,  $y$  é o rendimento do indivíduo  $i$  e  $\mu_i$  é o rendimento médio de todos os indivíduos.

<sup>6</sup>É preciso reconhecer que existem problemas relacionados à subestimação de renda dos mais pobres e dos mais ricos. Medeiros et al. (2015) e Medeiros e Souza (2016) analisam a desigualdade de renda no Brasil entre 2006 e 2012 por meio da utilização conjunta de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) e da Declaração Anual de Ajuste do Imposto de Renda da Pessoa Física (DIRPF). São realizados diversos esforços visando corrigir a subestimação da renda dos mais pobres e dos mais ricos, intrínsecas à incompletude de ambas as bases de dados. Ainda que "a metodologia utilizada presume alguma comparabilidade entre as distribuições da DIRPF e da Pnad (...) e por isso a interpretação dos resultados deve ser feita com cautela" (Medeiros e Souza, 2016, p.24), as estimativas apontam para a relevância de serem feitas tais correções. Todavia, ainda não dispomos de resultados análogos para os demais países latino-americanos. O principal esforço neste sentido está em curso e sendo feito pelo já referido laboratório de estudos de desigualdade liderado por Thomas Piketty, mas a lista de países da América Latina e o recorte temporal ainda é bastante restrito.

razão de Palma tem interpretação análoga ao Gini e ao Theil: quanto maior, maior a desigualdade.

Por fim, cabe destacar que se denomina de redistribuição a variação percentual ocorrida entre a renda primária e a renda total ou disponível.

Feitos esses esclarecimentos conceituais, passo agora à análise crítica da literatura sobre desigualdade de renda nos anos 2000, começando pela abordagem institucionalista e, em seguida, com a abordagem estruturalista.

## 2.3 Literatura institucionalista

A relevância dos diferentes partidos de esquerda na redução da desigualdade foi objeto de pesquisa de diversos autores. Huber et al. (2006) foram os primeiros autores a incorporar variáveis políticas na explicação dos determinantes da desigualdade de renda na América Latina. Esses pesquisadores avaliaram a adequabilidade dos modelos desenvolvidos no âmbito da OCDE para os países latino-americanos. O índice de Gini da renda disponível de 18 países da região entre 1970 e 2000 foi regredido contra 8 (modelo simplificado) e 14 (modelo completo) variáveis independentes identificadas como relevantes nos artigos resenhados pelos autores.

Dentre as variáveis explicativas, destacam-se: i) ideologia média das câmaras baixas, calculada pela soma ponderada do tamanho de cada partido por sua respectiva ideologia, definidas como -1 para direita, -0,5 para centro-direita, 0 para centro, 0,5 para centro-esquerda e 1 para esquerda; ii) dualismo setorial, dado pela diferença absoluta entre o percentual de trabalhadores na agricultura e a participação da agricultura no PIB; iii) seguridade social e bem-estar, dada pelo gasto governamental nestas duas áreas como porcentagem do PIB.

Por meio de mínimos quadrados ordinários com correção para heterocedasticidade, foram encontradas evidências de que quanto mais de esquerda for a câmara baixa e de que quanto menor o dualismo setorial, menor a desigualdade de renda. Inversamente e em consonância com os trabalhos reportados na Seção 1.3.1, que apontam para a regressividade de alguns gastos sociais na América Latina, Huber et al. (2006) identificam que quanto maiores os gastos com seguridade e proteção



social, maior a desigualdade de renda. Já a variável democracia é significativa - quanto maior for esta, menor a desigualdade - somente quando analisada separadamente da ideologia. Assim, os autores concluem que os mesmos determinantes da desigualdade nos países ricos são encontrados na América Latina.

Em Arnson e Perales (2007) é discutida a ideia de uma nova esquerda na América Latina, à luz das eleições presidenciais ocorridas entre 2005 e 2006. Neste último ano, em torno de 60% da população latino-americana era governada por presidentes de esquerda, um fato inédito na breve história democrática da região. Como de praxe na política comparada, os autores propõem uma tipologia para as experiências dos países durante a rosa: esquerda populista, que compreende Argentina, Bolívia, Equador e Venezuela, e esquerda social-democrática, para Brasil, Chile e Uruguai. Esta classificação, vale dizer, é feita de maneira *ad hoc*, sem nenhuma justificativa teórica ou empírica explícita.

Seja como for, Lustig (2009) discute se existem diferenças no que tange à redução da desigualdade em 17 países latino-americanos, sendo 2 da esquerda populista (Argentina e Venezuela), 3 da esquerda social democrata (Brasil, Chile e Uruguai) e 12 países não-governados pela esquerda (Bolívia, Costa Rica, República Dominicana, Guatemala, Equador, El Salvador, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai e Peru). Para o período 1988-2008 e por meio de estatísticas descritivas, a autora constata que os presidentes de partidos de esquerda lograram reduzir mais a desigualdade de renda disponível medida pelo índice de Gini que os presidentes de direita e que, dentre aquela, a vertente populista foi mais exitosa que a social-democrata.

Porém, estimativas econométricas detalhadas em outro trabalho (Lustig e McLeod, 2009) com dados em painel com efeitos fixos indicaram o oposto: a queda da desigualdade decorre mais dos social-democratas que dos populistas. Para tanto, estes dois “regimes políticos” foram estimados como variáveis *dummy* para cada país/ano de governo social-democrata e populista, sendo que as demais variáveis independentes foram selecionadas *ad hoc* e, portanto, sem um marco teórico específico. Chama a atenção que, embora a análise descritiva tenha mostrado que a redução da desigualdade foi maior na esquerda populista, esta variável no modelo econométrico é estatisticamente igual a zero.

Em outro trabalho em coautoria com Darryl McLeod (McLeod et al., 2011) foi estimado um modelo econométrico para os determinantes do índice de Gini da renda disponível para dezoito países latino-americanos, os mesmos dos trabalhos anteriores mais a Colômbia, cujos presidentes foram de partidos de direita no período analisado. Mais uma vez com efeitos fixos e para o período 1989-2008, as estimativas corroboraram o achado anterior: a esquerda social-democrata está associada a menores índices de Gini. Novamente as variáveis independentes foram selecionadas sem um referencial teórico definido e a esquerda populista foi não significativa.

Numa toada similar, Cornia (2010) apresenta dados descritivos do desempenho econômico e social dos mesmos 18 países latino-americanos entre 1990 e 2007. O autor mostra resultados favoráveis aos governos de esquerda no que tange à redução da taxa de desemprego e da informalidade e com relação ao aumento do salário mínimo. No que concerne às estimativas econométricas, novamente foi estimado um modelo com dados em painel com efeitos fixos tendo como variável dependente o índice de Gini da renda disponível e com variáveis *dummy* para os anos/países em que as esquerdas populista e social-democrata estiveram à frente do Poder Executivo.

Contrariamente aos achados de Lustig e coautores, os resultados indicaram que os governos de esquerda populistas – no caso, Venezuela, Bolívia e Nicarágua – são mais redistributivos que a esquerda social-democrata. Assim, ainda que também não vinculada um referencial teórico identificável, na abordagem de Cornia (2010) ambas as esquerdas foram significativas e contribuíram para a redução da desigualdade, conforme o esperado.

No livro *Declining inequality in Latin America* (López-Calva e Lustig, 2010) são analisadas as experiências de redução da desigualdade de renda na Argentina, Brasil, México e Peru. Grosso modo, sustenta-se que a melhora distributiva nestes países decorreu da redução da desigualdade das rendas do trabalho e de outras fontes. A primeira foi fruto do aumento do nível educacional da força de trabalho, a qual redundou na redução do prêmio salarial. Já a renda de outras fontes passa a ser equalizadora por conta das CCTs, as quais foram aprofundadas pelos governos de esquerda.

Neste sentido, Stampini e Tornarolli (2012) discutem a disseminação das CCT na

América Latina. Muito embora não haja uma única menção aos papéis dos partidos políticos, é importante destacar que a rápida ampliação do número de países e da quantidade de beneficiários a partir de 2005 coincide com a emergência dos governos de esquerda na região.

Já no livro de Evelyne Huber e John Stephens sobre políticas sociais e desigualdade na América Latina (Huber e Stephens, 2012) são avaliados os determinantes políticos e econômicos dos gastos com educação, saúde e proteção social, como proporção do PIB; da taxa de pobreza; e da desigualdade de renda disponível também medida pelo índice de Gini. O modelo teórico adotado é da constelação de poderes (*power constellations theory*) que, como visto anteriormente no presente capítulo, é uma adaptação da Teoria de análise de classe (*power resources theory*) à realidade latino-americana. Entretanto, a despeito desse esforço, na prática foi feito um trabalho bastante similar ao empreendido em Huber et al. (2006), com a inclusão de diversas variáveis de outros matizes teóricos.

Foram estimados quatro modelos com dados em painel com correção para aut regressividade de primeira ordem entre 1971 e 2005 para 18 países da América Latina, diferentes dos analisados no artigo dos mesmos autores de 2006. Em apenas um destes modelos (modelo 3) foi avaliada a relevância da ideologia partidária, expressa por meio da variável força da esquerda. Essa variável foi dada pela média aritmética entre a proporção de assentos dos partidos de esquerda no Legislativo e a quantidade de anos em que os partidos de esquerda estiveram à frente do Executivo, ambas cumulativamente desde 1945.

Ainda que o objetivo tenha sido adotar uma abordagem teórica latino-americana, uma miríade de variáveis explicativas e de controle foram testadas de maneira *ad hoc* e/ou pertencentes à outras teorias de bem-estar, em especial da Teoria da abertura econômica, tais como: inflação, percentual de jovens na população, participação feminina na força de trabalho, investimento direto estrangeiro, acordos com o Fundo Monetário Internacional, dívida externa e comércio exterior.

Não à toa, das 18 variáveis avaliadas apenas 8 foram significativas. Dentre estas últimas, as três com os maiores efeitos significativos e com o sinal esperado nada tem a ver com o modelo teórico: heterogeneidade étnica, ajuste metodológico no

cálculo da renda e ajuste metodológico para o tamanho das famílias.

Evidentemente, essa abordagem tem problema de sobreajuste (*overfitting*), no qual um modelo sobreparametrizado gera elevados coeficientes de determinação sem, contudo, implicar uma boa aderência dos dados à teoria que se almeja testar. Ainda que em modelos com sobreajuste a inferência sobre os parâmetros de interesse deva ser feita com cautela, os resultados sugerem que quanto menor o dualismo setorial - calculado da mesma forma que em Huber et al. (2006) e usado como variável de controle - e que quanto maior a força da esquerda, menor a desigualdade medida pelo índice de Gini.

Os trabalhos acima resenhados mostram que a relação Executivo-Legislativo é praticamente ignorada, em especial no que diz respeito ao tamanho do partido do/a Presidente e no que tange à divergência ideológica entre os dois poderes. Conforme discutido em meu modelo teórico no próximo capítulo, a formação de coalizões partidárias em um contexto de não convergência ideológica tem evidentes efeitos sobre as políticas públicas redistributivas adotadas.

Outra deficiência da literatura institucionalista - também endereçada a seguir - trata da total ausência de qualquer menção a respeito do impacto da estrutura produtiva sobre a distribuição de renda. Neste sentido, cabe agora discutir alguns trabalhos que versam sobre este binômio, ainda que quase nada seja dito com relação às instituições partidárias.

## 2.4 Literatura estruturalista

Inicialmente merece destaque o trabalho de Hartmann et al. (2017), que começa com a seguinte pergunta: *“Is a country’s ability to both generate and distribute income determined by its productive structure?”*.

Dentre as diversas razões pelas quais a estrutura produtiva está associada à desigualdade de renda, os autores enumeram as seguintes: i) o conjunto de produtos que um país produz restringe as opções de emprego, de aprendizado e de poder de barganha dos trabalhadores e sindicatos; ii) a complexidade da estrutura produtiva pode ser entendida como uma aproximação do nível de capital social das economias,

uma vez que a capacidade de um país produzir produtos sofisticados depende da capacidade das pessoas em formarem redes sociais e profissionais; iii) como o poder econômico gera poder político, economias pouco diversificadas são mais suscetíveis à captura econômica e política por parte das elites.

Nesse sentido, os autores avaliam a estrutura produtiva por meio do Índice de Complexidade Econômica (ECI, na sigla em inglês). O ECI mede a sofisticação da estrutura produtiva de um país por meio da combinação entre a diversificação dos produtos exportados – isto é, a quantidade de produtos exportados – e a ubiquidade destas exportações – isto é, o número de países que exportam estes produtos (Hidalgo e Hausmann, 2009; Hausmann e Hidalgo, 2014). Para além dos detalhes técnicos relativos à construção do índice propriamente dito, a ideia central do ECI é que economias sofisticadas são diversificadas e exportam produtos que, em média, tem baixa ubiquidade, uma vez que poucos países diversificados podem produzir produtos sofisticados.

Foram encontradas fortes e estatisticamente significativas correlações entre o ECI e a desigualdade de renda dos países entre 1963 e 2008. Ademais, os autores verificaram que países que lograram aumentar a complexidade de suas economias têm maior probabilidade de reduzirem o nível de desigualdade. Especificamente, os modelos econométricos bivariados indicaram que a associação negativa entre ECI e Gini é mais forte do que a verificada entre este e o PIB per capita, tanto no período todo quanto no recorte por décadas, e o índice de complexidade foi preferível a medidas alternativas de diversificação e concentração das exportações.

Já os modelos multivariados avaliaram se essas significativas correlações seriam mantidas após controlar para as seguintes variáveis: PIB per capita e PIB per capita ao quadrado, anos médios de estudo, população, controle da corrupção, efetividade do governo, estabilidade política, voz e *accountability* e qualidade da regulação. Em todos os modelos o ECI foi negativo e significativo e a variável mais relevante para explicar a desigualdade de renda.

Outra contribuição interessante feita pelos mesmos pesquisadores consiste no Índice de Gini de Produto (*Product Gini Index* – PGI), que estima o nível esperado de desigualdade tendo em vista os produtos exportados pelos países. Ou seja, trata-

se de um índice de Gini associado a cada produto exportado, de modo a se identificar quais os produtos mais associados à desigualdade de renda<sup>7</sup>. Conforme o esperado, as commodities são os produtos mais associados a elevados níveis de desigualdade, ao passo que produtos mais sofisticados como máquinas e produtos manufaturados estão associados a baixos índices PGI.

O ECI também foi utilizado por Cimoli et al. (2017) para discutir a desigualdade de renda na América Latina. Esses autores defendem que existe um limite para a redistribuição de renda via transferências, haja vista que a correlação entre o índice de Gini antes e depois das transferências e impostos é muito elevada. A economia política que determina a intensidade da redistribuição não é independente da estrutura produtiva – uma economia de baixa intensidade de conhecimento tende a concentrar os poderes político e econômico, num processo que se autoalimenta:

*“The mutual reinforcement between privileges in the economic system and influence in the political arena underlies the positive correlation between Gini before and after taxes and transfers”* (Cimoli et al., 2017, p. 667)

Faz-se necessária, portanto, a adoção de políticas públicas conducentes à uma radical mudança na estrutura produtiva dos países latino-americanos, em favor de setores de elevada produtividade. A forte e positiva associação entre a produtividade do trabalho relativa – isto é, dos países latino-americanos vis-à-vis os EUA – e o ECI e o Índice de Intensidade de Conhecimento da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe - CEPAL<sup>8</sup> corroboram essa assertiva.

Neste sentido, os autores propõem uma tipologia entre os padrões de crescimento econômico e de distribuição de renda, tendo em vista os diferentes níveis de estrutura produtiva e arranjo institucional, apreendido de maneira genérica como sendo o sistema político (Figura 2.2). Os pontos B e C configuram equilíbrios estáveis e

---

<sup>7</sup>O PGI é definido como o nível médio de desigualdade de renda de um determinado produto exportado ponderado pela importância de cada produto na exportação total do país. Formalmente:  $PGIp = \frac{1}{Np} \sum_c M_{cp} S_{cp} G_c$ , onde  $G_c$  é o índice de Gini do país  $c$ ;  $M_{cp}$  é igual a 1 se o país  $c$  possui vantagem comparativa relevada na exportação do produto  $p$  e igual a 0 caso contrário; e  $S_{cp}$  é a participação das exportações do produto  $p$  nas exportações totais do país  $c$ .

<sup>8</sup>O Índice de Intensidade de Conhecimento da Cepal é dado pela média simples entre as despesas com pesquisa e desenvolvimento como proporção do PIB, patentes por milhão de habitantes e exportação de alta tecnologia sobre o total exportado.

opostos: em B temos alto crescimento da produtividade com elevada igualdade, ao passo que em C temos uma reduzida mudança estrutural e elevada desigualdade de renda.

Figura 2.2: Padrões de crescimento e distribuição de renda

Estrutura produtiva	Instituições	
	Fracas	Fortes
Intensiva em conhecimento	<b>A</b> Crescimento sustentado, desigualdade intermediária	<b>B</b> Crescimento sustentado e igualitária
Simples	<b>C</b> Crescimento insustentável e desigualdade elevada	<b>D</b> Crescimento insustentável e desigualdade intermediária

Fonte: Cimoli et al. (2017)

Os pontos A e D não são estáveis, já que no primeiro os elevados níveis produtividade e de emprego ensejarão demanda por maior proteção social, ao passo que no segundo o baixo crescimento da produtividade e os elevados níveis de desigualdade desestabilizarão o sistema político. No que concerne à mobilidade entre os pontos, os autores defendem que a transição de A para B é mais provável do que a transição de D para B. Ou seja, o modelo teórico estabelece que é mais fácil promover mudanças institucionais que melhorem a distribuição de renda do que alterar a estrutura produtiva em prol de uma economia intensiva em conhecimento.

Deste modo, ainda que valiosas, ambas as análises acerca dos determinantes da distribuição de renda na América Latina no período recente são incompletas. No que tange às explicações institucionalistas, há um grande descaso com o papel do Legislativo e com a estrutura produtiva dos países. Por sua vez, as explicações “economicistas” negligenciam a importância dos partidos políticos e a relação Executivo-Legislativo no processo de formulação de políticas públicas.

São justamente estes pontos que endereço nesta tese.

## Capítulo 3

# A economia política da desigualdade renda na América Latina: uma abordagem latino-americana

He dicho Escuela del Sur; porque en realidad, nuestro norte es el Sur. No debe haber norte, para nosotros, sino por oposición a nuestro Sur. Por eso ahora ponemos el mapa al revés, y entonces ya tenemos justa idea de nuestra posición, y no como quieren en el resto del mundo

---

*Joaquín Torres García*

### 3.1 Introdução

As significativas e alvissareiras mudanças discutidas no capítulo anterior - e outras tantas verificadas nas esferas social, cultural e de meio ambiente - ensejaram a identificação de uma “nova América Latina” no Século XXI pelos sociólogos Fernando Calderón e Manuel Castells (Calderón e Castells, 2021). Não obstante, algumas características estruturais da região, como o próprio adjetivo indica, mudaram muito



pouco.

No que concerne ao objeto de análise desta tese, destacam-se duas. A primeira, de natureza econômica, é a estrutura produtiva. De maneira geral, os países latino-americanos não alteraram suas heterogêneas e débeis matrizes produtivas, caracterizadas por muito baixas e voláteis taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do PIB.

A segunda, de cunho político-partidário, é a ideologia do Executivo vis-à-vis a ideologia do Legislativo. Durante o Século XX a esmagadora maioria dos países latino-americanos foi governado apenas por partidos de direita, sendo que alguns até hoje nunca tiveram um governo de esquerda. Dos países aqui analisados, são os casos de Colômbia e Honduras, os quais foram presididos apenas por presidentes de direita até 2020.

Ademais, ainda que em alguns países a esquerda tenha sido majoritária no parlamento, na maioria dos casos a ideologia média da Câmara dos Deputados permaneceu de direita, muito embora o/a presidente fosse de esquerda. Salvo pontuais exceções, tratou-se de guinada à esquerda, e não de uma conversão à esquerda. Assim, ainda que alguns esforços tenham sido envidados visando a expansão de políticas públicas redistributivas, em especial as não-contributivas, estas continuam sendo, de maneira geral, de pequena extensão e cobertura (*deep but not wide* de Mesa-Lago (1991)).

Quando matizadas em conjunto, essas características evidenciam a dificuldade por trás de esforços redistributivos e, simultaneamente, sua fragilidade. A heterogênea estrutura produtiva dos países latino-americanos é incapaz de absorver uma grande parcela da mão-de-obra no setor formal. Conseqüentemente, milhões de latino-americanos não dispõem de seguro social contributivo, o que gera aumento na demanda por programas de assistência social.

No que tange à oferta de instrumentos não-contributivos, o constrangimento é duplo. Por um lado, a estrutura produtiva dos países da região não permite sustentar longos períodos de crescimento econômico que, dada a característica também estrutural da arrecadação tributária (pró-cíclica), gera pouca receita para custear os programas de assistência social. Por outro, aos presidentes de esquerda cabe gover-

nar com legislativos frequentemente hostis à expansão de políticas equalizadoras de renda.

Uma forma bastante simples e ilustrativa de corroborar as assertivas acima e que, ao mesmo tempo, pavimenta o caminho para a abordagem teórica aqui proposta, é dada pela Tabela 3.1. Nela comparo a desigualdade de renda antes e depois das transferências governamentais entre os países latino-americanos e os países-membros da OCDE. Para tanto, são utilizados os dados compilados pelo *Commitment to Equity* - CEQ (CEQ, 2021) para América Latina e pela OCDE (OCDE, 2022) para os países membros desta organização.

Especificamente, na tabela 3.1 estão apresentados o índice de Gini da renda primária, o índice de Gini da renda disponível e a redistribuição de renda (variação percentual entre os índices de Gini primária e disponível) para os anos mais recentes disponíveis nos banco de dados do CEQ e da OCDE. Conforme discutido no capítulo 1, os países da OCDE foram agrupados segundo a tipologia de Esping-Andersen (1990b) e os latino-americanos conforme a classificação de Mesa-Lago (1991)<sup>1</sup>.

É importante ressaltar que no restante da tese são utilizados os dados de desigualdade de renda total da CEPAL (Cepal, 2022), de alta frequência. Deste modo, as cifras de renda disponível do CEQ / OCDE não devem ser comparadas com os dados de renda total da CEPAL, discutidos mais à frente. Como a CEPAL não calcula a renda disponível dos países da região, foi necessário recorrer aos dados do CEQ que, embora mensurem a renda disponível, são de baixa frequência.

Em média, o índice de Gini da renda primária (segunda coluna da tabela 3.1) na América Latina é 0,497 e 0,473 na OCDE. Muito embora alguns países da OCDE possuam níveis de desigualdade de renda primária bastante elevados, sendo os três piores Grécia (0,525), Irlanda (0,520) e França (0,519), na América Latina as cifras dos três países mais desiguais são bem mais elevadas: Honduras (0,577), Colômbia (0,575) e Brasil (0,573).

---

<sup>1</sup>Mesa-Lago (1991) não trata da experiência costa-riquenha em seu conhecido trabalho. Classifiquei Costa Rica no grupo Intermediário conforme estabelecido em Segura-Ubiergo (2007), haja vista que o sistema de bem-estar social deste país surgiu em 1941, no mesmo período que os demais países intermediários classificados por Mesa-Lago (1991). Cabe dizer ainda que Islândia, Grécia, Portugal, Luxemburgo, Espanha, Holanda e Nova Zelândia não foram classificados por Esping-Andersen (1990b) nem por Loewe e Schüring (2021), sendo sua classificação de minha responsabilidade.

Tabela 3.1: Índice de Gini da renda primária e da renda disponível e redistribuição de renda nos países da América Latina e da OCDE, segundo tipologias

País (ano)	Renda primária	Renda disponível	Redistribuição (em %)
<b><i>América Latina</i></b>	<b><i>0,497</i></b>	<b><i>0,476</i></b>	<b><i>4,5</i></b>
<i>Pioneiros</i>	<i>0,512</i>	<i>0,474</i>	<i>8,0</i>
Argentina (2017)	0,477	0,418	14,1
Brasil (2009)	0,573	0,545	5,2
Chile (2013)	0,494	0,467	5,7
Uruguai (2009)	0,505	0,467	8,2
<i>Intermediários</i>	<i>0,492</i>	<i>0,476</i>	<i>3,4</i>
Bolívia (2015)	0,462	0,451	2,4
Colômbia (2014)	0,575	0,566	1,7
Costa Rica (2010)	0,508	0,489	3,9
Equador (2011)	0,468	0,442	5,8
México (2014)	0,528	0,494	6,8
Paraguai (2014)	0,522	0,513	1,7
Peru (2011)	0,473	0,465	1,8
Venezuela (2013)	0,400	0,387	3,3
<i>Atrasados</i>	<i>0,489</i>	<i>0,478</i>	<i>2,3</i>
El Salvador (2017)	0,400	0,384	4,0
Honduras (2011)	0,577	0,571	1,1

<b><i>OCDE</i></b>	<b><i>0,473</i></b>	<b><i>0,302</i></b>	<b><i>56,5</i></b>
<i>Universalista/Escandinavo</i>	<i>0,436</i>	<i>0,265</i>	<i>64,6</i>
Dinamarca (2018)	0,443	0,263	68,4
Finlândia (2018)	0,509	0,269	89,2
Islândia (2017)	0,369	0,250	47,6
Noruega (2019)	0,427	0,261	63,6
Suécia (2019)	0,430	0,280	53,6
<i>Seletivista/Continental</i>	<i>0,496</i>	<i>0,299</i>	<i>66,1</i>
Alemanha (2018)	0,494	0,289	70,9

Tabela 3.1: Índice de Gini da renda primária e da renda disponível e redistribuição de renda nos países da América Latina e da OCDE, segundo tipologias

<b>País (ano)</b>	<b>Renda primária</b>	<b>Renda disponível</b>	<b>Redistribuição (em %)</b>
Áustria (2019)	0,486	0,274	77,4
Bélgica (2019)	0,489	0,262	86,6
Espanha (2019)	0,491	0,320	53,4
França (2019)	0,519	0,292	77,7
Grécia (2019)	0,525	0,308	70,5
Holanda (2019)	0,444	0,296	50,0
Itália (2018)	0,511	0,330	54,8
Luxemburgo (2019)	0,490	0,305	60,7
Portugal (2019)	0,511	0,310	64,8
<i>Residualista/Anglo-Saxão</i>	<i>0,466</i>	<i>0,334</i>	<i>39,6</i>
Austrália (2018)	0,454	0,325	39,7
Canadá (2019)	0,421	0,301	39,9
Estados Unidos (2019)	0,505	0,395	27,8
Irlanda (2018)	0,520	0,292	78,1
Nova Zelândia (2014)	0,462	0,349	32,4
Reino Unido (2019)	0,508	0,366	38,8
Suíça (2018)	0,395	0,311	27,0

Notas: Médias simples para América Latina, OCDE e tipologias. Ano de referência entre parênteses.

Fonte: CEQ (2021) e OCDE (2022). Elaboração do autor.

Sob a ótica das tipologias de Esping-Andersen e Mesa-Lago, verifica-se uma baixa desigualdade média nos países universalistas/escandinavos (0,436), que contrasta com o elevado índice de Gini médio da renda primária encontrado nos países latino-americanos pioneiros (0,512).

Não obstante, essas diferenças regionais são muito mais elevadas em termos de renda disponível (terceira coluna da tabela 3.1). Na América Latina o índice de Gini da renda disponível médio é 0,476, ao passo que na OCDE a média é de apenas

0,302.

Ademais, enquanto os três piores latino-americanos nesse quesito permanecem sendo Honduras, Colômbia e Brasil, na OCDE os três países com os mais elevados índices de Gini da renda disponível são Estados Unidos (0,395), Reino Unido (0,366) e Nova Zelândia (0,349).

Esta última assertiva corrobora a classificação proposta por Esping-Andersen (1990b), já que os três países mais desiguais da OCDE são anglo-saxões. Na realidade, a tipologia do renomado sociólogo é extremamente adequada: o índice de Gini da renda disponível dos países universalistas/escandinavos (0,265) é menor que a dos seletivistas/continentais (0,299) que, por seu turno, é menor que a dos residualistas/anglo-saxões (0,334). Similarmente, a classificação de Mesa-Lago (1991) para a América Latina também se mostra bastante acurada: o índice de Gini da renda disponível dos pioneiros (0,474) é menor que a verificada nos intermediários (0,476) e atrasados (0,478).

Por conseguinte, resultados análogos são verificados com relação à redistribuição de renda (última coluna da tabela 3.1). Enquanto na OCDE a intervenção dos estados por meio das transferências governamentais e impostos reduz a desigualdade de renda em 56,5%, na América Latina essa queda é de apenas 4,5%. O país latino-americano com maior capacidade redistributiva é a Argentina, com 14,1% de redução entre o índice de Gini da renda primária e o índice de Gini da renda disponível. Já na Finlândia, país da OCDE que mais redistribuiu renda, o Gini caiu incríveis 89,2%<sup>2</sup>.

Muito embora a diferença entre os latino-americanos e os países da OCDE seja muito maior em termos de renda disponível que segundo renda primária, existe uma interconexão entre essas duas medidas de renda, em especial abaixo do *Río Grande*.

A estrutura produtiva afeta direta e indiretamente a desigualdade. Diretamente o efeito decorre das características dos mercados laborais da América Latina, nos quais coexistem atividades de alta produtividade, de elevados salários e que empregam poucas pessoas, e atividades de baixa produtividade, com baixas remunerações e

---

<sup>2</sup>Em Cepal (2016a) foram encontrados resultados análogos para um recorte temporal ligeiramente diferente do aqui realizado. Sustenta-se, nesse sentido, que a causa para a reduzida redistribuição latino-americana seja a baixa progressividade dos gastos e da tributação, o que é algo quase tautológico.

que respondem pela maior parcela da população ocupada.

Indiretamente essa estrutura produtiva dual implica em um baixo dinamismo econômico, expresso por baixas e voláteis taxas de crescimento do PIB. Com efeito, dado o caráter pró-cíclico da arrecadação, a capacidade redistributiva dos países latino-americanos é, por motivos estruturais, reduzida. Some-se a isso a preponderância de governos de direita na região até a irrupção da onda rosa, temos inequivocamente altos e persistentes índices de desigualdade de renda.

Deste modo, estes fatos estilizados apontam para a necessidade de incorporar em uma mesma abordagem elementos que enderecem simultaneamente a desigualdade de renda primária, ligada à estrutura produtiva, e as transferências governamentais, associada à fatores institucionais como ideologia do Executivo e a ideologia média do Legislativo.

Para tanto, na Seção 3.2 são apresentados o objetivo geral, as perguntas da tese, o modelo teórico propriamente dito e as correspondentes hipóteses de pesquisa. Já na Seção 3.3 discuto quais países fazem parte da minha amostra e detalho a operacionalização das variáveis.

## 3.2 Modelo teórico - DPI e hipóteses de pesquisa

Meu modelo teórico endereça a economia-política da desigualdade renda na América Latina. Para tanto, incorporo à análise características estruturais dos sistemas produtivos e partidários dos países latino-americanos. Doravante, por simplicidade, denomino minha abordagem teórica de modelo DPI (D de desigualdade, P de produtiva e I de ideologia).

Conforme visto anteriormente, a renda total decorre da renda primária, em especial da renda do processo produtivo<sup>3</sup>. Esta se materializa nas mais diversas atividades econômicas e sob variadas formas de relação de trabalho. Por certo, atividades de maior dinamismo geram maior renda, ao passo que atividades de baixo dinamismo, de reduzida capacidade de geração de valor adicionado - para usar uma expressão

---

<sup>3</sup>O outro componente da renda primária - a renda de ativos - não é aqui analisada por diversos motivos, sendo o mais proeminente a ausência de dados confiáveis e comparáveis entre os países latino-americanos.

cara aos economistas -, geram pouca renda. Isso é quase tautológico e vale para a América Latina, para os países da OCDE ou para qualquer outra região do planeta.

Por outra parte, a renda total também é fruto das transferências governamentais. As transferências sociais, em especial as não-contributivas, são parte fundante do estado de bem-estar social. Por seu turno, este se materializa em políticas públicas específicas, emanadas dos poderes Executivo e do Legislativo, sendo que quanto mais extensivas forem estas políticas, maior o bem-estar. Isso também é redundante e vale abaixo do *Río Grande*, no Velho Continente e em qualquer país.

Da mesma forma que existem estruturas produtivas e estruturas produtivas, existem estados de bem-estar e estados de bem-estar (ainda que poucos países façam jus ao nome). Os processos históricos que conformaram os sistemas de seguridade social europeu, por um lado, e latino-americano, por outro, são marcadamente diferentes. Com efeito, os determinantes da rede de proteção daqueles países são diferentes dos verificados na América Latina. A este respeito, Kenneth Roberts é taxativo:

*“(..) social democracy emerged and thrived in a particular place and time — northern and central Europe at the middle of the 20th century — under a specific set of societal conditions. Those societal conditions were not replicated in (...) Latin America historically, and they were a far cry from the conditions prevailing in Latin America today. Is it not ‘conceptual stretching’ (Sartori, 1970), then, to apply the term now to political experiments taking place in radically different geographical and historical settings?”* (Roberts, 2008, p. 2)

Não por acaso, alguns latino-americanistas evitam rotular de social-democratas os partidos da região que, a priori, fariam jus ao rótulo. Por exemplo, Levitsky e Roberts (2011) denominam de social-liberalismo os casos do Partido dos Trabalhadores no Brasil, do Partido Socialista do Chile e da Frente Ampla no Uruguai. Já Lanzaro (2011) rotula este último de social-democrata, mas com um acento “creole”.

Por esses motivos, não faz sentido do ponto de vista teórico e, portanto, empírico, avaliar elementos “tipicamente social-democrata europeus” no debate sobre desigualdade de renda na América Latina. Essa é a razão para que população jovem,

participação feminina na força de trabalho, investimento direto estrangeiro, entre outras variáveis que a princípio são significativas na explicação da desigualdade de renda na Europa, sejam insignificantes quando aplicadas ao caso latino-americano.

A estrutura produtiva latino-americana é idiossincrática, assim como também é o processo de elaboração de políticas públicas. Portanto, ao mesmo tempo que não faz sentido aplicar teorias eurocêntricas à realidade latino-americana, faz-se premente incorporar as peculiaridades da economia política da América Latina ao debate sobre desigualdade de renda. E como se tratam de elementos que definem e conformam a região, essas características permitem uma melhor compreensão da melhora distributiva ocorrida durante a onda rosa.

Ou seja, as características e os mecanismos subjacentes à geração de renda do processo produtivo e às transferências na América Latina têm singularidades que não são nem tautológicas, nem redundantes. E, ademais, há de se considerar explicitamente a interdependências entre ambas.

Tal como a renda total depende de dois componentes principais, o modelo DPI é composto por duas partes, com dinâmicas próprias e interdependentes. A primeira se relaciona diretamente com aquilo que os países latino-americanos produzem e como se dá a repartição da renda gerada nesse processo, antes de qualquer ação estatal. Trata-se, portanto, do binômio estrutura produtiva - distribuição de renda.

Já a segunda trata da efetiva capacidade dos governos de esquerda em redistribuir renda, haja vista a relação Executivo-Legislativo. A ideologia do partido do/a presidente, o tamanho de seu partido no Parlamento e a ideologia média do Parlamento são características fundamentais e determinantes no processo de formulação de políticas públicas (*policy-making process*). Trata-se, pois, do binômio ideologia partidária - redistribuição de renda.

Obviamente, há uma conexão entre os dois binômios. A estrutura produtiva latino-americana é incapaz de absorver grandes contingentes de mão-de-obra em atividades econômicas de alta produtividade, que geram maiores salários e que requerem trabalhadores qualificados. Conseqüentemente, os países da América Latina não conseguem sustentar taxas elevadas de crescimento econômico por longos períodos, o que dificulta sobremaneira a adoção de políticas públicas redistributivas,



dado o caráter pró-cíclico da arrecadação. Some-se a isso o fato de que a ideologia média da Câmara dos Deputados permaneceu sendo de direita mesmo durante a onda rosa, conformam-se grandes empecilhos à quedas persistentes e duradouras da desigualdade de renda na América Latina.

Deste modo, as perguntas principais da tese são:

1. Qual a relação entre estrutura produtiva, ideologia partidária e distribuição de renda total na América Latina nos anos 2000?
2. Por que alguns países latino-americanos governados por partidos de esquerda foram mais bem-sucedidos que outros na redução da desigualdade de renda total no período pós-2000?

Para endereçar acuradamente esses questionamentos, a presente seção foi dividida em duas partes. Na primeira discuto a dimensão econômica/estrutural do modelo DPI, relativo à estrutura produtiva e à distribuição primária da renda. Em seguida, discorro sobre o lado político/institucional da desigualdade de renda, vinculado sobretudo à distribuição secundária e às transferências governamentais. As correspondentes hipótese de pesquisa são apresentadas à medida que a teoria é desenvolvida.

### **3.2.1 Estrutura produtiva e distribuição de renda**

A primeira parte do modelo DPI está assentada na ideia bastante intuitiva e, surpreendentemente, muito pouco explorada na literatura, de que a distribuição de renda primária está diretamente associada à estrutura produtiva dos países.

Tal afirmação se torna ainda mais intempestiva à luz da Figura 2.1, deveras difundida nos estudos sobre desigualdade, na qual a renda primária se divide em duas partes, renda de ativos e renda do processo produtivo. O que os países produzem, a forma como se dá a produção e, sobretudo, a distribuição da população ocupada entre as diferentes atividades econômicas são fundamentais para a compreensão da geração de renda no processo produtivo e sua repartição primária, isto é, antes das transferências governamentais.

Para compreender como esse elemento fundante do binômio estrutura produtiva - distribuição é relevante para o atual debate sobre desigualdade de renda na região, é premente a incorporação do estruturalismo latino-americano à análise.

Na década de 1950, pesquisadores da Comissão Econômica para a América Latina e Caribe – CEPAL identificaram algumas características estruturais dos países latino-americanos que impediam o desenvolvimento econômico na região. Essa corrente, que discute o subdesenvolvimento por meio da presença de “problemas de estrutura”, tem como ponto de partida o trabalho seminal de Raúl Prebisch (Prebisch, 2000).

Neste e em diversos outros trabalhos conforma-se uma teoria do subdesenvolvimento que: i) advoga não ser possível reproduzir o processo histórico de desenvolvimento capitalista empreendido pelos países centrais; ii) argumenta que o desenvolvimento dos países latino-americanos possui idiossincrasias que requerem políticas igualmente peculiares para lidar com o problema do desenvolvimento; e iii) sustenta que a livre “força do mercado” não leva à solução dos problemas de justiça social das economias da região (Prebisch, 1963).

Assim, como o próprio nome sugere, o estruturalismo histórico latino americano tem em seu bojo a identificação de aspectos estruturais dos países com base numa perspectiva histórica. Prebisch concebe um sistema bipolar, constituído pelos centros e pelas periferias. Este sistema é caracterizado por desigualdades intrínsecas aos países, relativas aos níveis médios de renda e às estruturas produtivas e ocupacionais: os países periféricos têm rendas menores e estruturas produtivas especializadas e heterogêneas, ao passo que os centrais possuem elevados níveis de renda e de diversidade produtiva e maior homogeneidade ocupacional (Rodríguez, 2006).

Essa relação centro-periferia foi apreendida por meio de quatro teorias/abordagens: tendência ao desequilíbrio externo, persistência do subemprego estrutural, deterioração dos termos de troca e enfoque estruturalista da inflação.

No que concerne aos meus objetivos, os problemas ocupacionais e de estrutura produtiva consistem na coexistência de atividades econômicas de alta produtividade, caracterizadas por elevados salários e vínculos formais de trabalho e, inversamente, por vastos contingentes de força de trabalho subempregados ou com salários muito

baixos que estão ocupados em atividades econômicas de baixa produtividade. Ainda que também existam setores primitivos ou atrasados nos países centrais, a participação destes nas economias periféricas é muito mais significativa (Pinto, 2000; Rodríguez, 2006).

A persistência dessa heterogeneidade – daí seu caráter estrutural – está relacionada aos processos de transformação dessas economias de agrícolas em industriais e de rurais em urbanas. A adoção de técnicas modernas agrícolas, que reduzem a demanda de trabalhadores no campo, e a consolidação do processo de industrialização, que absorve somente parte destes trabalhadores e, mesmo assim, com salários muito reduzidos, não altera substancialmente essa estrutura social.

Neste sentido, os países latino-americanos foram historicamente forjados num processo de especialização estrutural que perdurou, ainda que com mudanças na composição setorial do emprego e da produção, nos anos subseqüentes à adoção da ISI. Na realidade, como visto na revisão de literatura, a heterogeneidade estrutural latino-americana foi aprofundada com o processo de industrialização, uma vez que o hiato de produtividade do setor manufatureiro vis-à-vis os demais setores produtivos aumentou.

Como consequência deste processo, é possível identificar ao menos dois efeitos. Primeiro, a prevalência da heterogeneidade estrutural, ao não incorporar ou mesmo absorver parcialmente os trabalhadores subempregados em setores de alta produtividade, limita a geração de excedentes. Essa limitação, por seu turno, restringe a expansão da produção e da demanda, resultando em taxas de crescimento econômico muito baixas. Por conseguinte, dada a natureza pró-cíclica da arrecadação e do gasto público (Cepal, 2010; Tromben, 2016), a adoção de políticas de bem-estar e de transferência de renda fica severamente comprometida.

Em segundo lugar, o aumento na brecha de produtividade entre os setores dinâmicos e atrasados traz consigo piores condições distributivas, conformando “situações de privilégio em que os ganhos pessoais não guardam relação com os aportes efetivos à produção de quem os recebe”, de modo que “o subemprego estrutural impede a elevação dos níveis de vida e de renda de vastos grupos sociais, isto é, tende a perpetuar, ou até piorar, as graves disparidades existentes na distribuição da renda

e da riqueza” (Rodríguez, 2006, p. 229).

Não obstante o aumento da concentração de renda nas décadas de 1980 e, sobretudo, de 1990, foi somente a partir de 2010 que a desigualdade passou a ser o foco das atenções da CEPAL (Cepal, 2010, 2012, 2014, 2016b, 2018a, 2020).

Foram propugnadas diversas medidas em prol de uma melhora distributiva, tais como:

- Alteração no regime tributário com vistas a aumentar o efeito equalizador dos impostos e contribuições;
- Adoção de um pacto fiscal para dotar o estado de maior capacidade redistributiva;
- Maior articulação entre as políticas macroeconômica e industrial visando uma mudança estrutural que fortaleça as atividades econômicas mais dinâmicas e de maior produtividade, aumentando-se, assim, a distribuição de renda e a renda média dos países;
- Formação de contratos e pactos sociais em distintas esferas que tenham a igualdade como eixo norteador;
- Mudança nas instituições para aumentar os gastos sociais.

Em evidente conexão com a abordagem aqui proposta, no livro *Desarrollo social inclusivo* (Cepal, 2016a) sustenta-se textualmente que a desigualdade social latino-americana está condicionada por sua matriz produtiva, a qual é caracterizada, obviamente, por uma elevada heterogeneidade estrutural. Para tanto, é proposta uma matriz de desigualdade social composta por diversas dimensões de desigualdades verticais, horizontais e regionais (gênero, étnica e racial e geográfica) que se reforçam mutuamente.

Especificamente com relação à estrutura produtiva e desigualdade de renda, a heterogeneidade estrutural afeta diretamente a desigualdade por meio do mercado de trabalho e dali se transmite para toda a sociedade. Isso decorre do forte peso que a renda do trabalho tem sobre a renda total. Por volta de 2013, 80% da renda total de 17 países latino-americanos provinham do trabalho (Cepal, 2016a, p. 35).

Nesse sentido, os dados compilados na presente tese a partir do banco de dados da CEPAL (Cepal, 2022), detalhado na próxima seção, mostram que nos 14 países da região aqui analisados em torno de 2/3 da população ocupada trabalha em atividades econômicas de baixa produtividade, o que, por definição, gera pouca renda do trabalho<sup>4</sup>.

Pouca renda do trabalho gera pouca demanda que, ao fim e ao cabo, compromete a absorção de mão-de-obra. Conforma-se, assim, a existência de um grande contingente de pessoas que estão na base da pirâmide social com reduzidos salário e empregos de baixa qualidade.

Por outro lado, aproximadamente 1/4 dos latino-americanos está ocupado em atividades de produtividade intermediária e apenas 8% em setores de alta produtividade. Em ambos a dinâmica produtiva e laboral são radicalmente diferentes: tratam-se de poucos indivíduos que estão no topo da pirâmide, com renda elevada e com vínculos de trabalho de melhor qualidade<sup>5</sup>.

Deste modo, no que concerne à dimensão estruturalista do modelo DPI, as correspondentes hipóteses a serem testadas são:

H1) Quanto maior a porcentagem da população ocupada em atividades de baixa produtividade do trabalho, maior a desigualdade de renda total;

H2) Quanto maior a porcentagem da população ocupada em atividades de intermediária e alta produtividade do trabalho, menor a desigualdade de renda total.

Cabe agora incorporar o sistema partidário e a relação Executivo-Legislativo ao debate sobre desigualdade na América Latina.

---

<sup>4</sup>A produtividade do trabalho de uma determinada atividade econômica é dada pela divisão entre o valor adicionado e o total de pessoas ocupadas nesta atividade. Daí resulta o insofismável: atividades de baixa produtividade geram pouca renda do trabalho.

<sup>5</sup>Esses dados, assim como os relativos à população ocupada em atividades de baixa produtividade, referem-se à média dos 14 países latino-americanos aqui analisados entre 2000 e 2020. Na próxima seção detalho todas essas informações.

### 3.2.2 Ideologia partidária e redistribuição de renda

A dimensão político-partidária na América Latina é a principal determinante da extensão e generosidade das transferências governamentais, as quais, em conjunto com a renda primária, conforma a distribuição de renda total (ver Figura 2.1).

Conforme destacado anteriormente, salvo pontuais e efêmeras exceções, os governos de esquerda somente ascenderam ao poder na América Latina nos anos 2000. Isso significa que não foram os governos de esquerda que criaram os parques instrumentos de proteção social na América Latina em meados do Século XX.

Dois exemplos ilustram este argumento. No Brasil, o governo não democrático de Getúlio Vargas (1930-45) formou uma coalizão conservadora que estabeleceu o controle sobre o movimento trabalhista e, ademais, baniu grande parte dos partidos de esquerda. Ao mesmo tempo, foram promulgadas legislações sobre aposentadorias e pensões e saúde pública (ainda que circunscritas a um pequeno grupo de cidadãos).

Já no Uruguai, em um contexto mais democrático que o brasileiro, mas que alijava os sindicatos do sistema partidário, nos governos de José Batlle y Ordóñez (1903-7; 1911-15), do tradicional Partido Colorado, foi introduzido um sistema de educação universal em seu primeiro mandato e foram promulgadas leis também sobre aposentadorias e pensões e saúde pública em 1912. Nestes dois casos as políticas sociais decorreram mais do papel do presidente que da orientação ideológica de seus partidos políticos (Huber e Stephens, 2012).

Com efeito, foram os governos de direita que adotaram as reformas neoliberais que agudizaram a concentração de renda na região no final do século passado. Inversamente, foram os governos de esquerda que aperfeiçoaram os mecanismos redistributivos no Século XXI. Com a esquerda houve uma forte expansão da população beneficiária e ampliação da fatia do orçamento destinada a diversos programas sociais, em especial as CCT.

Os partidos políticos e o sistema partidário afetam a desigualdade de renda abaixo do *Río Grande* por meio de diferentes canais ligados ao processo de elaboração de políticas públicas. O canal mais evidente é a ideologia: presidentes de partidos de esquerda conferem primazia à igualdade de renda. Com efeito e à seme-

lança de todos os estudos sobre desigualdade durante a onda rosa, conforma-se a seguinte hipótese:

H3) Quanto mais de esquerda for a ideologia partidária do/a Presidente, menor a desigualdade de renda total;

Como visto na revisão da literatura (seção 2.3), a maior parte dos trabalhos sobre desigualdade de renda durante a onda rosa avalia apenas a orientação ideológica do/a chefe do Executivo. Todavia, é preciso ter em conta que essa mudança nas políticas sociais não foi fruto apenas da reorientação ideológica do/a presidente, mas, sim, do papel do Legislativo e da relação entre este e o poder Executivo.

É de suma importância reconhecer que as políticas sociais não são de prerrogativa exclusiva do poder Executivo: na América Latina, assim como em diversas outras regiões, o desenho dos programas governamentais que afetam a distribuição de renda é fruto da interação entre o Executivo e o Legislativo no processo de formulação de políticas públicas.

Analisando pormenorizadamente os casos argentino, brasileiro, chileno e mexicano, Cox e Morgenstern (2002) identificam a coexistência de Executivos pró-ativos e Legislativos reativos. Um típico processo legislativo nestes quatro países ocorre da seguinte forma: 1) o/a presidente propõe uma nova política pública; 2) o Legislativo aceita, emenda ou rejeita a proposição do Executivo; 3) se o Legislativo emenda ou rejeita, o/a Presidente pode fazer concessões para ganhar apoio do Congresso, tomar medidas unilaterais como a publicação de decretos ou, ainda, alterar a independência do Legislativo por meio de incentivos como na indicação de congressistas para ocupar cargos-chave no Legislativo ou até mesmo no Executivo.

É mister reconhecer que presidentes minoritários e majoritários enfrentam situações muito distintas no processo de elaboração de políticas públicas, notadamente em função da convergência/divergência ideológica entre os dois poderes. Com efeito, as políticas públicas inevitavelmente refletem essas características.

Para compreender a pertinência desses elementos ao adequado entendimento do binômio ideologia partidária - redistribuição de renda na América Latina no século XXI, convém fazer uma breve revisão do debate parlamentarismo X presidencialismo

e de seus desdobramentos.

Em um artigo seminal, originalmente publicado em 1985 e posteriormente lançado em livro, Juan Linz (Linz, 1994) defendeu que o parlamentarismo era mais conducente à estabilidade democrática que o presidencialismo. Isso decorreria da maior legitimidade e flexibilidade dos regimes parlamentaristas e, inversamente, da maior probabilidade de *outsiders* ganharem a presidência. Assim, os arranjos presidencialistas seriam frequentemente caracterizados por situações de impasse entre o Executivo e o Legislativo.

Haja vista a prevalência do presidencialismo na América Latina e a disseminação de ditaduras militares na região, os “perigos” do presidencialismo orientaram a produção acadêmica latino-americana nos anos 1980 e início dos 1990 (Figueiredo et al., 2012). Porém, como esse cenário desalentador não ocorreu com a terceira onda democrática (Huntington, 1991), floresceu não apenas uma miríade de críticas ao famoso artigo de Linz, como também foi identificado um rol de características do presidencialismo que contribuem uma boa governabilidade.

Nesse sentido, Shugart et al. (1992) discorrem pormenorizadamente sobre a interação Executivo-Legislativo nesses dois sistemas de governo, qualificando-os em termos de suas consequências eleitorais, eficiência e representatividade. Mais especificamente, Mainwaring e Shugart (1997a) defendem que reduzidos poderes legislativo do/a presidente, partidos políticos disciplinados e sistemas partidários com baixa fragmentação contribuem para o adequado funcionamento do presidencialismo.

Especificamente com relação à América Latina, Mainwaring e Shugart (1997b) argumentam que a capacidade dos/as presidentes latino-americanos de alterar a legislação e as políticas públicas é dada por duas categorias de poder: constitucional e partidário. O poder constitucional diz respeito à possibilidade do/a chefe do Executivo de propor e vetar leis e de emitir decretos presidenciais, independentemente do apoio do Legislativo. O poder partidário, por seu turno, está relacionado à capacidade do/a Presidente em alterar ou até mesmo dominar o processo legislativo em função do tamanho de seu partido no Legislativo.

*“The interaction of presidents’ constitutional and partisan powers shapes the character of executive—legislative relations and largely determi-*



*nes the ability of presidents to turn a legislative program into policy.”*

(Mainwaring e Shugart, 1997b, p. 13-4)

A discussão sobre o poder constitucional não é central para o entendimento do meu problema de pesquisa. Sua incorporação ao modelo DPI eventualmente serviria apenas para explicar diferenças entre os países, e não em um mesmo país ao longo do tempo. Exemplificando: o poder constitucional pode contribuir para a discussão acerca das diferentes capacidades redistributivas de Bolívia e Brasil, mas, dada sua muito reduzida variabilidade ao longo do tempo, não permite entender os porquês da desigualdade ter variado de maneira tão distinta em cada um desses países ao longo dos anos<sup>6</sup>.

Já o poder partidário, por seu turno, é intimamente vinculado à efetiva redistribuição de renda. Governos majoritários têm maior probabilidade de transformar suas proposições legislativas em políticas públicas. Se o partido do/a presidente detiver sozinho mais de 50% das cadeiras da Câmara dos Deputados e, ademais, o chefe do Executivo gozar de poder legislativo, facilmente sua orientação ideológica será materializada em leis.

Porém, na prática, são muito raros os casos de governos unipartidários e majoritários na América Latina. Na maior parte dos países latino-americanos o partido do/a presidente não detém sozinho maioria no parlamento. Assim, em consonância com a *power resource theory*, governar exige a formação de coalizões partidárias, que podem ensejar governos minoritários ou majoritários. Por conseguinte, tais arranjos inevitavelmente têm implicações em termos de políticas públicas.

Deste modo, dada a primazia que a esquerda confere à igualdade, o que mais importa para a adoção de políticas redistributivas é o tamanho da bancada de es-

---

<sup>6</sup>O poder de veto presidencial ilustra bem esse ponto. No banco de dados do *Varieties of Democracy Project - V-Dem* (Coppedge et al., 2021), detalhado na próxima seção, há um indicador que mede o poder de veto na prática (variável *v2exdfvths*). À pergunta “*If the head of state took actions to veto a piece of legislation, would he/she be likely to succeed?*” são atribuídas notas de 0 a 4, sendo que quanto maior o valor do indicador, maior a dificuldade para a derrubada do veto presidencial e, portanto, maior o poder legislativo do/a presidente. Dos 14 países aqui analisados, em 3 (Argentina, El Salvador e Honduras) não houve alteração no poder de veto no período 2000-2020 e em outros 8 países (Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru e Uruguai) a variação foi negativa - isto é, houve redução do poder de veto presidencial - e de apenas 3,6% em média. Nos 3 países restantes (Costa Rica, Equador e Venezuela), houve aumento nesse tipo de poder constitucional do/a presidente, de 12,5%, mas isso decorre, sobretudo, da Venezuela, na qual houve crescimento de 26,5%.

querda no Legislativo. Presidentes de esquerda tendem a ser mais bem-sucedidos no combate à desigualdade quando têm a possibilidade de formar uma coalizão com partidos ideologicamente próximos. Isso dá lugar à seguinte hipótese:

H4) Quanto maior a bancada de esquerda na Câmara dos Deputados, menor a desigualdade de renda total.

Ademais e de maneira correlata, é de suma importância considerar que a posição ideológica média do congresso também importa para a capacidade dos governos de aprovar leis. Quanto maior for a divergência entre a ideologia do/a presidente e a ideologia média da Câmara dos Deputados, maior custo de governar. Assim, mesmo governos majoritários podem estar impossibilitados de aprovar suas políticas públicas caso a distância ideológica entre os dois poderes seja muito grande (Pereira et al., 2022).

Ao contrário do inicialmente propugnado pelos defensores do parlamentarismo, os presidentes minoritários na região lograram governar sem incorrer em rupturas democráticas ou em grandes impasses legislativos (Figueiredo et al., 2012).

Cheibub et al. (2004) propõem o seguinte modelo teórico para explicar esse fenômeno. Quando a política pública desejada pelo partido presidencial é diferente daquela desejada por um outro partido, o presidente oferece cargos para este último, trazendo-o para sua coalizão e, assim, obtém maioria no parlamento. Com efeito, a política pública efetivamente adotada se encontra numa situação intermediária entre aquela inicialmente propugnada pelo Executivo e aquela desejada pelo partido antes de entrar na coalizão.

Caso a política pública desejada pelo presidente seja bastante próxima à de um outro partido, o/a chefe do Executivo é indiferente quanto às duas propostas. Assim, o/a presidente opta pela política pública preconizada por este outro partido, de modo a trazê-lo para a coalizão presidencial, ainda que no final das contas seu governo permaneça minoritário. Ou seja, o/a presidente tem incentivos para formar uma coalizão - mesmo que minoritária - na medida em que algo muito próximo à política desejada inicialmente pôde ser adotada.

Esses autores ainda mostram que, embora coalizões minoritárias e majoritárias

sejam menos frequentes no presidencialismo que no parlamentarismo, a taxa de sucesso legislativo do/a presidente - isto é, a proporção de proposições legislativas de iniciativa do Executivo que são convertidas em lei - é bastante elevada (ainda que inferior às verificadas nos regimes parlamentaristas). O ponto a ser destacado é que, dentre os governos presidencialistas, a taxa de sucesso de governos unipartidários e minoritários é maior - e não menor - que a de governos multipartidários, sejam eles minoritários ou majoritários.

Nesse sentido, diversos pesquisadores passaram a discutir quais as condições necessárias para que governos minoritários tenham bons resultados em termos de aprovação de suas políticas públicas (Colomer e Negretto, 2005; Negretto, 2006; Figueiredo et al., 2012; Pereira et al., 2022). É preciso que estas estejam o mais próximo possível da posição correspondente à do partido mediano. Para tanto, é fundamental que a formação do governo inclua o partido mediano do legislativo por meio de diferentes incentivos, tais como via oferecimento de cargos no gabinete presidencial (Amorim Neto, 2006)<sup>7</sup>.

Esses pontos são ainda mais importantes quando avaliados no contexto da onda rosa. Com base em dados que cobrem o período 1995-2008, Baker e Greene (2011) mostram que a virada à esquerda na América Latina ocorreu predominantemente no Executivo; no Legislativo permaneceu o viés de direita que sempre caracterizou a região.

Todavia, a atualização desses dados até 2020 (discutida nos próximos capítulos) mostra que houve exceções, as quais guardam relação com as diferentes reduções na desigualdade de renda verificada em alguns países latino-americanos.

Desta feita deriva a última hipótese da tese:

H5) Quanto mais de esquerda for a ideologia média da Câmara dos Deputados, menor a desigualdade de renda total;

Deste modo, passo agora à operacionalização das variáveis dessas cinco hipóteses

---

<sup>7</sup>A teoria do eleitor mediano floresceu a partir do conhecido artigo de Meltzer e Richard (Meltzer e Richard, 1981). Baseados em um modelo de equilíbrio geral de escolha racional, esses autores sustentam que a redistribuição de renda (aproximada pelo tamanho do estado) depende da renda média em relação à renda do eleitor decisivo, que é a renda mediana. Com efeito, os eleitores racionalmente optarão por um maior estado de bem-estar social.

e à descrição da construção do banco de dados.

### 3.3 Banco de dados: amostra e operacionalização das variáveis

*“Existe uma América Latina? Não há dúvida que sim. Mas é sempre bom aprofundar o significado desta existência”.* Assim começa o ensaio *A América Latina existe?* de Darcy Ribeiro de 1976 (Ribeiro, 2017a). Essa passagem sintetiza o principal desafio a ser enfrentado em qualquer estudo sobre a América Latina: compreender e incorporar as idiosincrasias da região à análise.

A origem do termo América Latina é alvo de controvérsia. De um lado estão aqueles que defendem que a expressão foi cunhada pelo francês Michel Chevalier, em 1836, numa transposição da dicotomia “latinos católicos” *versus* “anglo-saxões protestantes” que ocorria na Europa para o Novo Mundo (Prado e Pellegrino, 2014). É sob esta perspectiva que grande parte da literatura adota como sinônimo para região a expressão países que se situam abaixo do *Río Grande*, que divide os Estados Unidos e do México:

*“the expression ‘Latin America’, (...) at first had little more than geographical significance – it referred to all those independent countries south of the Río Grande in which a language derived from Latin (e.g., Spanish, Portuguese, and French) was predominantly spoken”* (Bulmer-Thomas, 2003, p. 1)

Do outro lado estão aqueles que sustentam se tratar de uma denominação criada pelo colombiano José María Torres Caicedo, em 1857<sup>8</sup> Trata-se, na realidade, de

---

<sup>8</sup>No poema *Las dos Américas*, de 1857, José María Torres Caicedo diz:

*“Mas aislados se encuentran, desunidos,  
Esos pueblos nacidos para aliarse:  
La unión es su deber, su ley amarse:  
Igual origen tienen y misión;  
La raza de la América latina,  
Al frente tiene la sajona raza,  
Enemiga mortal que ya amenaza  
Su libertad destruir y su pendón”*

uma alcunha adotada pelos próprios latino-americanos a partir de suas próprias reivindicações (Prado e Pellegrino, 2014).

Seja qual for a verdadeira origem do termo, é interessante notar que a própria etimologia da expressão América Latina traz em seu bojo um debate eurocêntrico. Ou seja, não foram somente as teorias de bem-estar social que foram transplantadas da Europa para a América Latina, mas, talvez, o próprio nome da região.

Formalmente, América Latina é uma definição político-geográfica que contempla países das Américas do Sul e Central, o que inclui as ilhas caribenhas. Por essa razão, o órgão das Nações Unidas destinado exclusivamente à região se chama Comissão Econômica para América Latina e Caribe - CEPAL. A CEPAL identifica 48 países e territórios na sub-região, sendo 14 na América do Sul, 8 na América Central e 26 no Caribe.

Nesta tese, América Latina se refere aos seguintes catorze países da América do Sul e Central: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Honduras, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. Dois fatores justificam essa seleção de países. O primeiro e mais intuitivo é a disponibilidade e frequência dos dados. O segundo é que diversos países da porção caribenha da América Latina não são latinos; tratam-se de ex-colônias inglesas e holandesas que dispõem de serviços sociais e de saúde gratuitos desde sua independência, o que contrasta radicalmente com a porção latina da região (Cepal, 2010)<sup>9</sup>. Em conjunto, os 14 países aqui analisados respondem por 95% do PIB e por 90% da população total da sub-região.

Muito embora as variáveis das hipóteses acima sejam bastante precisas, operacionalizá-las de maneira comparativa entre os países e ao longo dos anos é uma tarefa bastante trabalhosa. Neste sentido, dada a premência em compreender e combater os elevados níveis de desigualdade de renda que acometem não apenas os latino-americanos, mas, também grande parte do mundo rico, hoje existem diversas fontes de dados que permitem uma comparação acurada da distribuição de renda e de seus determinantes.

---

<sup>9</sup>Não à toa, a CEPAL em suas inúmeras e valiosas publicações sempre analisa os países da América Latina separadamente dos países do Caribe.

O banco de dados desta tese foi construído a partir de duas fontes de informações e cada observação corresponde a um país-ano. Foram recolhidos dados dos 14 países latino-americanos acima mencionados para o período 2000 a 2020, conforme a disponibilidade de informações.

Grande parte dos dados aqui analisados foram coletados na *Base de Datos y Publicaciones Estadísticas* da CEPAL (Cepal, 2022), especificamente no repositório *Banco de Datos de Encuestas de Hogares (BADEHOG)*. Para além da óbvia razão de se tratar de uma instituição voltada exclusivamente ao desenvolvimento econômico e social da América Latina e Caribe, concentrei a análise nos dados produzidos pela CEPAL por sua grande comparabilidade entre os países.

Como o próprio nome sugere, o BADEHOG é feito a partir de um esforço nada trivial de harmonização das pesquisas familiares dos países latino-americanos, sendo que alguns dados estão disponíveis desde 1990. Trata-se, pois, de uma base de dados muito rica e comparável, cuja metodologia é facilmente encontrada.

Aqui cabe uma ressalva importante. As pesquisas domiciliares latino-americanas variam bastante não apenas quanto às variáveis coletadas, mas, também, com relação à cobertura populacional. Esta característica é ainda mais relevante quando se objetiva analisar dados mais antigos, como a partir dos anos 2000.

Por este motivo, é importante ter em conta que em dois dos 14 países que conformam a América Latina na presente tese todos os dados do BADEHOG se referem apenas à população urbana, e não à população total. Tratam-se de Argentina e Uruguai, sendo que para o primeiro só existem dados para a população urbana, ao passo que para o segundo existem dados para a população nacional somente a partir de 2007. Como meu recorte temporal é pós-2000 e, mais importante, como a onda rosa chega ao Uruguai somente em 2005, optei por utilizar a série de dados mais longa e, assim, restrita à população urbana deste país.

Ademais, para o Brasil, ainda que no BADEHOG se trate de dados rotulados como “nacional”, até 2004 a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), a fonte de informações utilizada em quase todos os estudos sobre desigualdade no país e, obviamente, também no BADEHOG, não contemplava a área rural da região norte brasileira.

Passemos, pois, às variáveis propriamente ditas do BADEHOG utilizadas na tese. Foram utilizadas três medidas de **desigualdade de renda**. A análise descritiva dos dados realizada no próximo capítulo (Seção 4.2) é feita integralmente com base no índice de Gini, o qual é matizado com as principais variáveis de interesse identificadas no modelo DPI. Já na seção devotada à aplicação econométrica (Seção 4.3), analiso também outras duas medidas de desigualdade de renda: razão de Palma e índice de Theil. Objetiva-se com estas três medidas de desigualdade avaliar a robustez do modelo DPI e, simultaneamente, endereçar as já mencionadas limitações e críticas comumente feitas ao índice de Gini. Estes dados são de periodicidade anual e se referem aos anos em que foram realizadas as pesquisas domiciliares.

Essas medidas de desigualdade foram calculadas utilizando a renda total domiciliar bruta. Conforme visto na Figura 2.1, a renda total contempla a renda do processo produtivo e a renda de ativos e as transferências governamentais. Isso decorre do fato de que nem todas as pesquisas domiciliares dos países da América Latina mensuram os impostos e contribuições pagas pelas famílias (Cepal, 2018b, p. 71). Ademais, foram considerados os indivíduos que declararam renda zero e não foi feito nenhum ajuste para o cálculo per capita. Assim, a desigualdade de renda aqui utilizada se refere à distribuição da renda total domiciliar bruta per capita<sup>10</sup>.

Também foram coletadas no BADEHOG as três medidas de heterogeneidade estrutural: **população ocupada em atividades de baixa produtividade**, **população ocupada em atividades de produtividade intermediária** e **população ocupada em atividades de alta produtividade**. Todas foram apuradas como percentagem da população ocupada total, considerando as coberturas populacionais acima descritas.

Baixa produtividade compreende as seguintes atividades: agricultura, comércio e serviços; intermediária engloba construção, manufaturas e transporte; e o grupo de alta produtividade compreende atividade financeira, eletricidade e mineração.

---

<sup>10</sup> Ainda que amplamente difundida, a renda per capita desconsidera três importantes fatores: i) economia de escala no domicílio, que permite que um casal viva com menos que o dobro da renda de uma pessoa que vive sozinha; ii) diferenças nas necessidades dos indivíduos em função de idade e gênero; iii) alocação desbalanceada de recursos no domicílio. Alternativamente, é possível dar pesos diferentes para adultos e crianças e considerar economias de escala, resultando na chamada renda domiciliar equivalente.

Estes setores foram agrupados considerando a produtividade do trabalho média (em dólares de poder de compra de 2005), conforme a Classificação Internacional Padrão Industrial de Todas as Atividades Econômicas (ISIC, na sigla em inglês), Revisão 2.0. Estes dados são de periodicidade anual.

Para controlar a influência do ciclo econômico sobre a desigualdade de renda, utilizei o **PIB** em dólares dos Estados Unidos da América a preços constantes de 2010. Trata-se de um dado do Sistema de Contas Nacionais e que foi coletado pela CEPAL junto aos institutos oficiais de estatísticas dos países latino-americanos.

Alternativamente ao PIB, também avaliei outros dois controles. À luz do - tantas vezes aqui repetido - caráter pró-cíclico da arrecadação na região, testei a relevância da **receita** tributária como proporção do PIB. Esta medida, que inclui as contribuições sociais, refere-se ao governo geral, exceto para a Venezuela, que corresponde ao governo central<sup>11</sup>.

A terceira medida de controle objetiva mensurar o impacto das commodities sobre os países. Para tanto, utilizei o índice de valor das **exportações** de bens *free on board*, cujo ano-base é 2018.

Assim como as medidas de heterogeneidade estrutural, estas três variáveis alternativas de controle são de periodicidade anual.

Já os demais dados foram coletados na base de dados no *Dataset of Parties, Elections and Ideology in Latin America* - DPEILA (Borges, 2022). Trata-se de um amplo banco de dados que compila diversas informações dos países latino-americanos, tais como eleições presidenciais, sistema partidário e ideologia partidária.

A principal fonte de informações do DPEILA é o *Varieties of Democracy Project* - V-Dem. O V-Dem é um enorme banco de dados que, como o próprio nome indica, objetiva conceituar e medir a democracia. Para tanto, além de informações relativas à democracia propriamente dita, são produzidos e coletados diversos dados sobre os poderes Executivo, Legislativo e Judiciário, partidos políticos e sistemas eleitorais, de natureza socioeconômica, entre outros.

---

<sup>11</sup>O governo geral inclui os governos central, estadual e local e os fundos de seguridade por eles controlados.



No total, são mais de 450 indicadores, que cobrem todos os países do planeta e que podem retroceder até o ano de 1789. Cada indicador corresponde a uma pergunta, que pode ser objetiva (por exemplo, taxa de inflação no Brasil em 2004) ou subjetiva (grau de democracia eleitoral no Chile em 2014). As questões subjetivas são respondidas por mais de 3700 especialistas, os quais devem respondê-las a partir de respostas pré-determinadas. Assim, no que segue, reporto essas perguntas e respostas para a adequada compreensão do que a variável em questão procura quantificar.

Os dados de **ideologia partidária presidencial** correspondem à variável *Escala esquerda-direita (v2pariglef)*, cuja questão no V-Dem -“*Por favor, localize o partido político em termos de sua ideologia com relação a assuntos econômicos*” - pode ser respondida da seguinte forma: de 0 a 1, Extrema esquerda; de 1 a 2, Esquerda; de 2 a 3, Centro-esquerda; 3, Centro; de 3 a 4, Centro-direita; de 4 a 5, Direita; e de 5 a 6, Extrema-direita. Ou seja, trata-se da ideologia do partido do/a Presidente, e não da ideologia do/a Presidente propriamente dita, e a informação se refere ao ano em que houve eleição.

Para torná-la comparável com a ideologia média da Câmara dos Deputados (apresentada a seguir), este indicador foi transformado para uma escala entre 1 e 20 por meio da seguinte fórmula:  $1 + \frac{19}{6} * v2pariglef$ . Portanto, permanece válida a interpretação de que quanto menor (maior) o indicador, mais à esquerda (direita) está o partido.

Ao fim e ao cabo temos as seguintes posições ideológicas no meu banco de dados:

- Extrema esquerda: de 1 até 4,16
- Esquerda: de 4,17 até 7,32
- Centro-esquerda: de 7,33 até 10,49
- Centro: de 10,5 até 13,66
- Centro-direita: de 13,67 até 16,82
- Direita: de 16,83 até 19,9

- Extrema direita: 20

Todavia, nesta tese discuto os resultados usando somente a díade esquerda-direita de Bobbio (Bobbio, 1995). Ou seja, denomino todos os partidos cuja ideologia é menor que 10,5 de esquerda e, inversamente, de direita todos os partidos cujo *score* está acima deste valor.

A **ideologia média da Câmara dos Deputados** é dada pela *Posição média na escala esquerda-direita ponderada pela participação relativa dos partidos na Câmara Baixa* (*mlrp\_st*). Assim, esta variável é dada pela soma ponderada da ideologia de cada partido com assento na Câmara dos Deputados, conforme acima, pelo tamanho relativo do partido na Câmara dos Deputados, apurado pela variável *Porcentagem de assentos* (*v2paseatshare*) também do V-Dem. Esse dado se refere ao ano em que houve a eleição parlamentar.

O tamanho da **bancada de esquerda** corresponde à porcentagem de assentos detidos pelos partidos dessa orientação ideológica na Câmara dos Deputados.

Já os nomes dos/as Presidentes e os respectivos mandatos presidenciais foram coletados diretamente no V-Dem.

Por fim, o último ponto a ser destacado diz respeito à periodicidade e frequência dos dados, que não é a mesma entre os países. Trata-se de uma ressalva bastante importante, já que as pesquisas domiciliares não são realizadas todos os anos. Assim, para todos os 14 países aqui analisados não dispomos de dados para os 21 anos compreendidos entre 2000 e 2020. Por exemplo, enquanto para Argentina, Paraguai, Peru e Uruguai dispomos de 20 observações anuais, no Chile temos apenas 9.

Ademais e obviamente, os anos inicial e final variam entre os países. No Brasil, por exemplo, o primeiro ano disponível é 2001 e o último é 2020, ao passo que para a Venezuela temos dados apenas para o período 2000-2014.

Como o foco da tese é a economia política da distribuição de renda na América Latina durante a onda rosa, a quantidade e frequência de observações de desigualdade de renda determinou a quantidade e frequência dos demais dados aqui analisados. Ou seja, no caso argentino, para as referidas 20 observações de desigualdade também temos 20 observações relativa às medidas de heterogeneidade estrutural, 20 observações de PIB per capita, 20 observações relativas à ideologia partidária etc.

Todavia, enquanto os dados de desigualdade de renda e de natureza “econômica” (PIB, receita, exportações e população ocupada em atividade de baixa/alta produtividade etc.) são anuais e, portanto, variam conforme a frequência da pesquisa domiciliar, o mesmo não pode ser dito com relação aos dados “políticos”. Isso decorre da própria construção dos indicadores, os quais se referem, conforme destacado, ao ano em que ocorreu a eleição presidencial ou parlamentar. Por exemplo, a ideologia atribuída ao Partido dos Trabalhadores no Brasil nas eleições presidenciais foram: 6,44 em 2002 (eleição de Luís Inácio Lula da Silva - Lula I), 6,44 em 2006 (reeleição de Lula - Lula II), 6,81 em 2010 (eleição de Dilma Vana Rousseff - Dilma I) e 6,42 em 2014 (reeleição de Dilma - Dilma II).

Isso conforma uma limitação virtualmente intransponível da minha pesquisa. Um presidente pode ser eleito por um partido de esquerda e paulatinamente convergir à direita, como foi caso de Lenín Moreno no Equador. Eleito pelo partido de esquerda *Alianza PAIS* e na condição de sucessor de Rafael Correa, de quem foi vice-presidente entre 2013 e 2017, Lenín rompeu com Correa e prontamente fez um governo reconhecidamente de direita. A despeito desta notória imprecisão, não é possível realizar um ajuste na ideologia de Lenín, pois não é trivial decidir qual seria a nova ideologia mais adequada a este governo e, ademais, não existem dados de ideologias de pessoas, mas somente de partidos políticos. Tratar-se-ia, pois, de uma arbitrariedade injustificável.

Desta feita, para que o banco de dados tivesse a maior quantidade de informações possível, optei por repetir o valor destas variáveis “políticas” até que um novo valor fosse verificado, isto é, até a realização da próxima eleição. Usando o exemplo acima, temos as seguintes ideologias do/a Presidente do Brasil sob o comando do Partido dos Trabalhadores: 6,44 em 2003, 2004, 2005 e 2006 (governo Lula I); 6,44 em 2007, 2008 e 2009 (governo Lula II); 6,81 em 2011, 2012, 2013 e 2014 (governo Dilma I); 6,42 em 2015. Vale destacar que como não houve pesquisa domiciliar em 2010, não existem dados para este país-ano.

A Tabela 3.2 mostra a periodicidade e quantidade de observações do meu banco de dados.

Tabela 3.2: Periodicidade e quantidade de observações do banco de dados

<b>País</b>	<b>Início</b>	<b>Fim</b>	<b>Observações</b>
Argentina	2000	2020	20
Bolívia	2000	2020	19
Brasil	2001	2020	19
Chile	2000	2020	9
Colômbia	2002	2020	17
Costa Rica	2000	2020	21
Equador	2001	2020	18
El Salvador	2000	2020	19
Honduras	2001	2019	13
México	2000	2020	11
Paraguai	2001	2020	20
Peru	2001	2020	20
Uruguai	2000	2020	20
Venezuela	2000	2014	15
Total	-	-	241

Fonte: Dados da pesquisa.

Deste modo, resta evidente que a abordagem de economia política aqui proposta é deveras parcimoniosa e consistente do ponto de vista teórico. Ao contrário dos trabalhos revisados no capítulo anterior, nos quais até quase duas dezenas de variáveis de diferentes matizes teóricos foram utilizadas para explicar a desigualdade de renda na América Latina, o modelo DPI propugna pela utilização de apenas três dimensões explicativas: heterogeneidade estrutural, ideologia partidária e tamanho da bancada de esquerda. Nesse sentido, cabe agora avaliar a aderência empírica da minha teoria.

# Capítulo 4

## Aplicação I - análise quantitativa para a América Latina

### 4.1 Introdução

À luz dos conceitos-chave, do modelo DPI e das características do banco de dados apresentados nos capítulos anteriores, cabe agora passar à análise empírica do trinômio ideologia partidária -estrutura produtiva - desigualdade de renda.

Para tanto, inicialmente apresento e discuto alguns fatos estilizados acerca da relação entre desigualdade de renda total, ideologia partidária e heterogeneidade estrutural (Seção 4.2). Em seguida, na Seção 4.3, discuto sucintamente a metodologia econométrica empregada e apresento os resultados encontrados.

### 4.2 Fatos estilizados

Em consonância com o modelo DPI, esta seção foi dividida em três partes. Na Subseção 4.2.1 analiso exclusivamente minha variável de interesse, a desigualdade de renda total medida pelo índice de Gini entre 2000 e 2020. Além de discutir a América Latina como um todo, faço alguns breves comentários a respeito da evolução da desigualdade em alguns países da região.

Conforme adiantado, as demais medidas de desigualdade de renda - índice de Palma e índice de Theil - são analisadas apenas na aplicação econométrica (Seção

4.3). Discuti-las aqui tornaria a argumentação deveras repetitiva, de modo que sua utilização no modelo econométrico serve apenas para dar mais robustez aos resultados obtidos.

Já na Subseção 4.2.2 incorporo à análise a dimensão estruturalista da abordagem aqui proposta. Neste sentido, o índice de Gini é matizado com minhas três medidas de heterogeneidade estrutural - percentagem da população ocupada em atividades de produtividade (i) baixa, (ii) intermediária e (iii) alta. Também analiso a relação entre desigualdade de e PIB per capita, já que esta é uma variável de controle para o ciclo econômico e que, ademais, endereça a hipótese do “U” invertido de Kuznetz (Kuznets, 1955). As demais variáveis de controle - receita como proporção do PIB e índice de valor das exportações - também são avaliadas apenas econometricamente.

E, finalmente, na Subseção 4.2.3 discuto a dimensão político-institucional do modelo DPI. A ideologia do/a presidente, a ideologia média da Câmara dos Deputados e o tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputados são analisadas vis-à-vis o índice de Gini.

### 4.2.1 Índice de Gini

A distribuição de renda total da América Latina como um todo melhorou sensivelmente entre 2000 e 2020. O índice de Gini médio da região - ponderado pela população de cada país - caiu de 0,540 para 0,480 nesse período, em função de três trajetórias distintas (Figura 4.1)<sup>1</sup>.

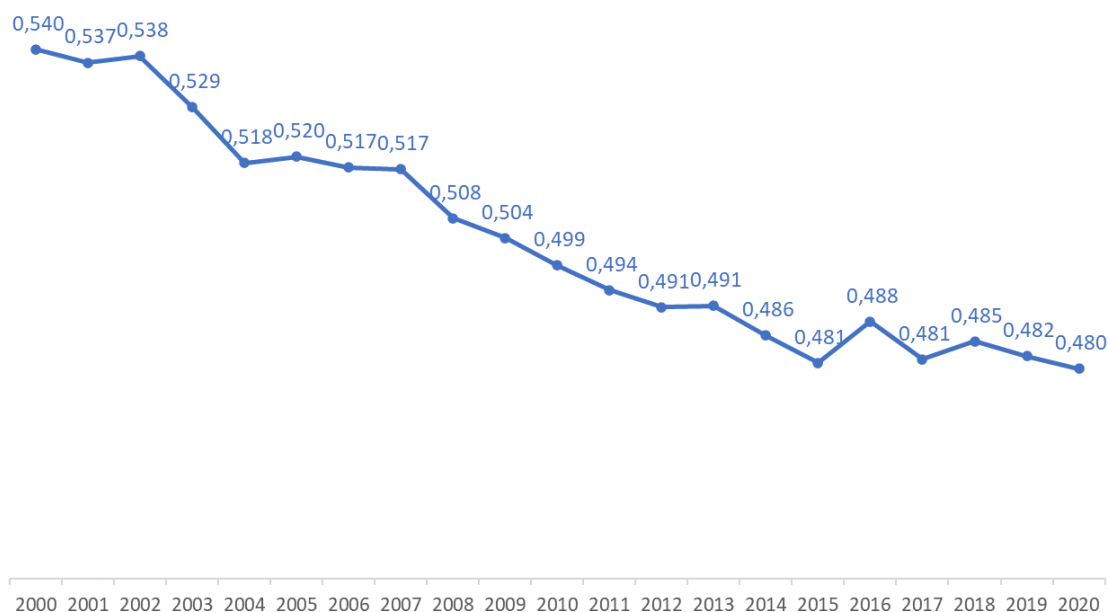
Entre 2000 e 2002 houve uma marginal redução na distribuição de renda total sem, contudo, alterar o nível do índice de Gini, que permaneceu estacionado no elevado patamar de 0,538. Já entre 2003 e 2015 ocorreu um longo e inédito ciclo de melhora distributiva nos países latino-americanos, no qual o índice de Gini caiu para 0,481. Entretanto, desde 2016 até 2020 a distribuição de renda na região permaneceu estagnada em torno de 0,483<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup>Média ponderada pela população. Calculada a partir das pesquisas domiciliares realizadas nos países no ano correspondente; quando não existe informação para esse ano, repetiu-se o valor do ano mais recente, tal como em Cepal (2022).

<sup>2</sup>Em diversos trabalhos é adotada a média simples, e não a média ponderada, dos países da região no cálculo da desigualdade de renda da América Latina. Na prática, isso significa conferir o mesmo peso para o Uruguai, com 0,6% da população da região, e para o Brasil, cuja população

Figura 4.1: Índice de Gini na América Latina, 2000-2020



Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Como de praxe, a evolução da desigualdade média na América Latina mascara as diferentes dinâmicas verificadas em cada país. Nesse sentido, na Figura 4.2 re-porto a evolução do índice de Gini nos 14 países latino-americanos aqui analisados, com destaque para os anos em que o/a presidente era de partido de esquerda (área sombreada de rosa).

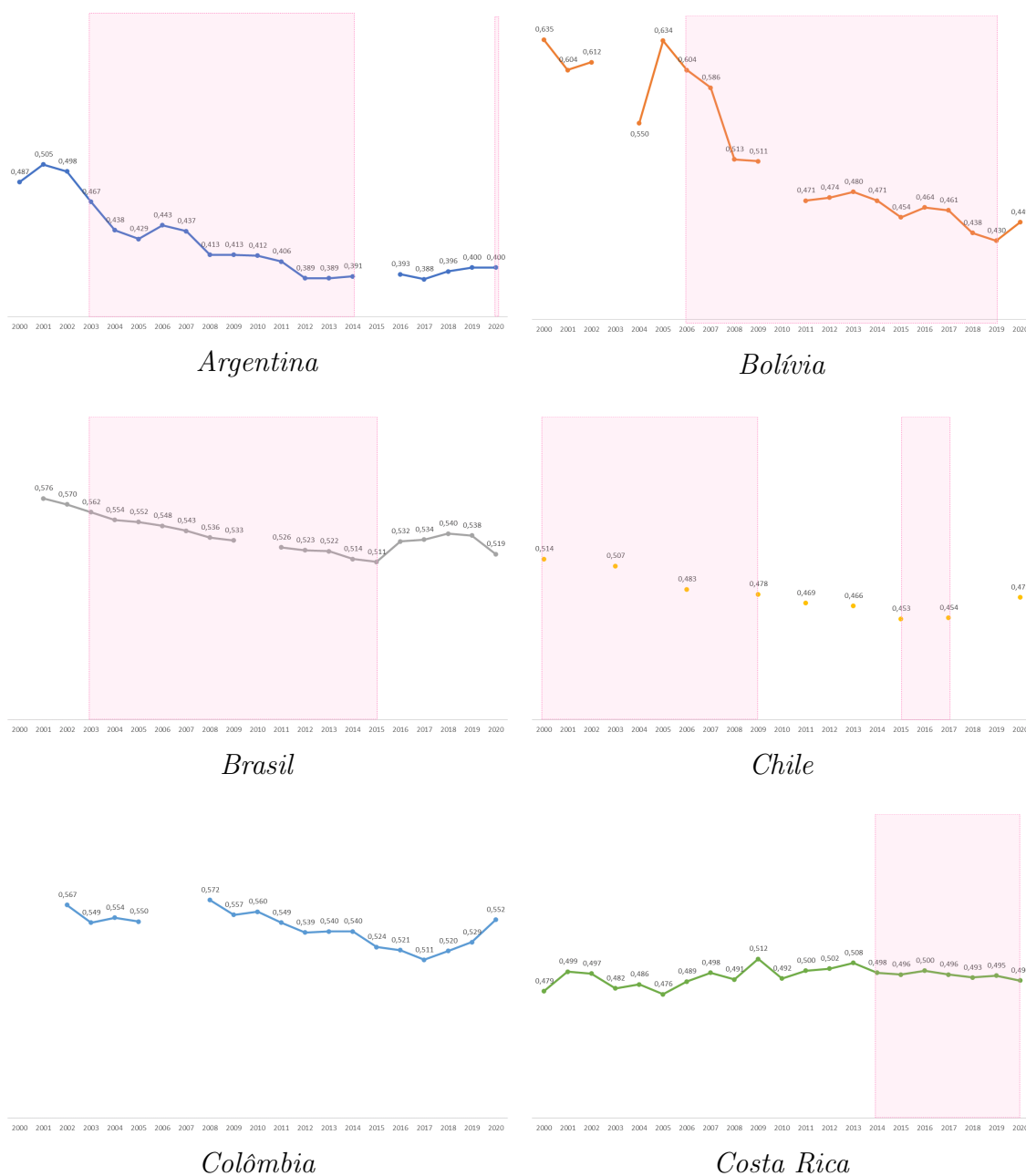
Constata-se que a redução da desigualdade foi maior nos países em que houve o predomínio de presidentes de esquerda. São os casos de Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Equador, El Salvador e Uruguai, nos quais a esquerda esteve à frente do poder Executivo em mais da metade dos anos. Inversamente, Honduras e Colômbia sempre foram governados pela direita e, conforme o esperado, a desigualdade de renda permaneceu virtualmente inalterada.

Ainda que pertinente, a ideologia do presidente não explica por si só as diferentes trajetórias do índice de Gini nos países da região. Por exemplo, quais os porquês

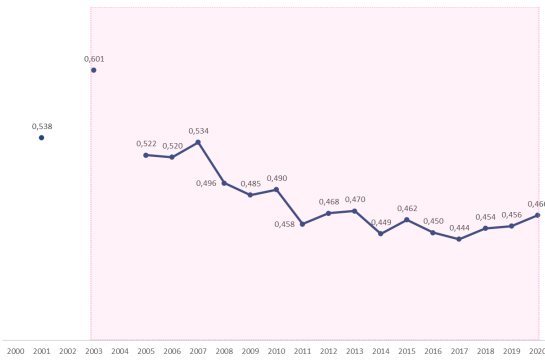
---

representa 36% do total de latino-americanos. Ainda que esse procedimento seja equivocado, caso fosse utilizada a média simples a periodização proposta seria bastante similar à verificada com a média ponderada. A principal diferença residiria no nível de desigualdade, já que a média ponderada é em torno de 4% mais elevada que a média simples.

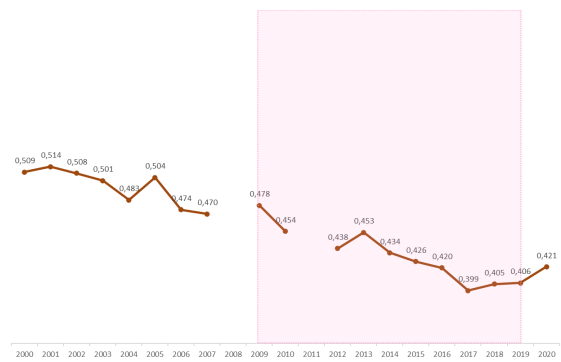
Figura 4.2: Índice de Gini nos países latino-americanos, 2000-2020



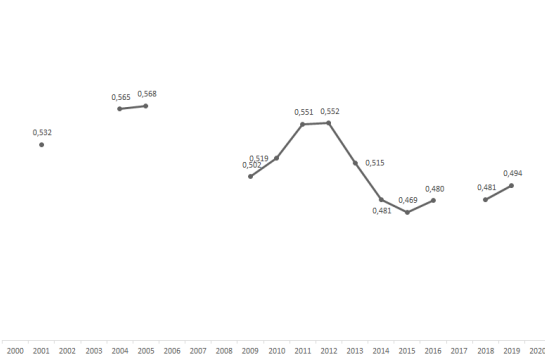




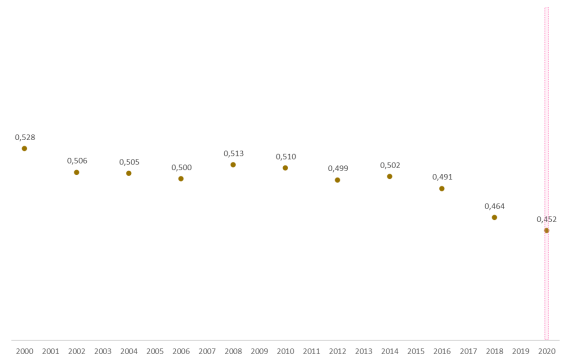
*Ecuador*



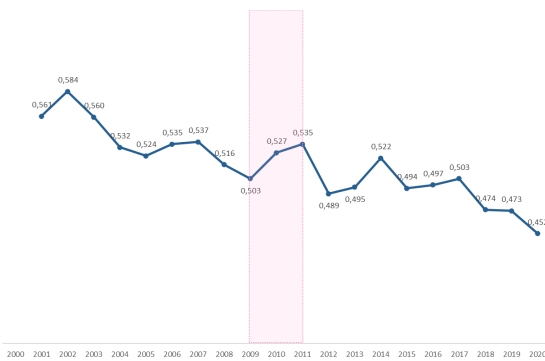
*El Salvador*



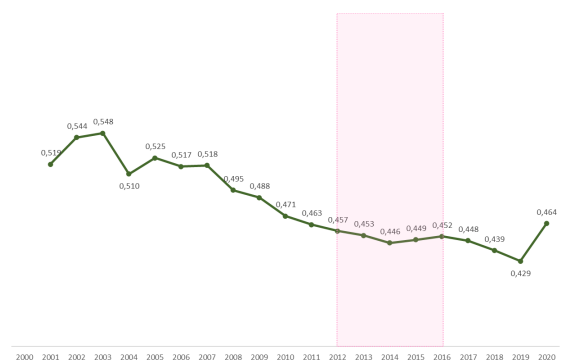
*Honduras*



*México*



*Paraguay*



*Peru*



Nota: A área sombreada mostra os anos em que o/a presidente era de partidos de esquerda (onda rosa).

Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

da Venezuela, que sempre foi governada pela esquerda nos anos 2000, ter tido um desempenho tão pífio de redução da desigualdade?

Conforme a Tabela 3.2 do capítulo anterior, os dados da Venezuela terminam de 2014, o que requer muita cautela na discussão sobre desigualdade de renda nesse país. Ademais, é importante destacar que existe um problema muito grave com os preços na Venezuela, os quais inevitavelmente têm efeitos sobre a mensuração da renda e sua distribuição. No banco de dados da Cepal (Cepal, 2022), não existe a informação da taxa de inflação ao consumidor antes de 2009. Ademais, há uma vertiginosa tendência de aumento nos preços a partir deste ano: 27% em 2009, 52% em 2014, 107.746% em 2018 e 3.292% em 2020. Nesse sentido, meu modelo teórico não permite endereçar adequadamente a desigualdade venezuelana e, possivelmente, nenhum modelo seja capaz de fazê-lo.

Similarmente, mas no sentido oposto, cabe perguntar o que aconteceu com Paraguai, México e Peru, nos quais a desigualdade caiu significativamente sem a presença forte da esquerda na Presidência. O modelo DPI desenvolvido no capítulo anterior confere primazia à heterogeneidade estrutural sobre a distribuição de renda. Nesse sentido, os dados corroboram essa assertiva: nesses três países a participação da população ocupada em atividades de alta produtividade aumentou entre 2000 e 2020, sendo que no Paraguai e no Peru também houve a queda da população ocupada em atividades de baixa produtividade.

Ainda que na Costa Rica tenha ocorrido um pequeno aumento da desigualdade de renda total entre 2000 e 2020, é importante observar que isso decorre da base de comparação. Se iniciarmos a análise em 2014, quando a esquerda assume o poder, constata-se uma pequena melhora no índice de Gini frente a 2020 (0,498 x 0,490).

Cabe agora analisar pormenorizadamente estas diferentes dinâmicas da desigualdade de renda total vis-à-vis as dimensões-chave da abordagem de economia política aqui proposta. Nesse sentido, sempre que for pertinente, utilizo marcadores diferentes para os países-ano, conforme a ideologia partidária presidencial. Losangos rosa representam os países-ano em que o presidente era de um partido de esquerda, ao passo que círculos laranja se referem aos países-ano cujo presidente pertencia a partidos de direita. Ademais, para cada um desses dois conjuntos de países adicionei a correspondente reta de ajuste linear e o respectivo grau de ajuste dos dados à retas ( $R^2$ ).

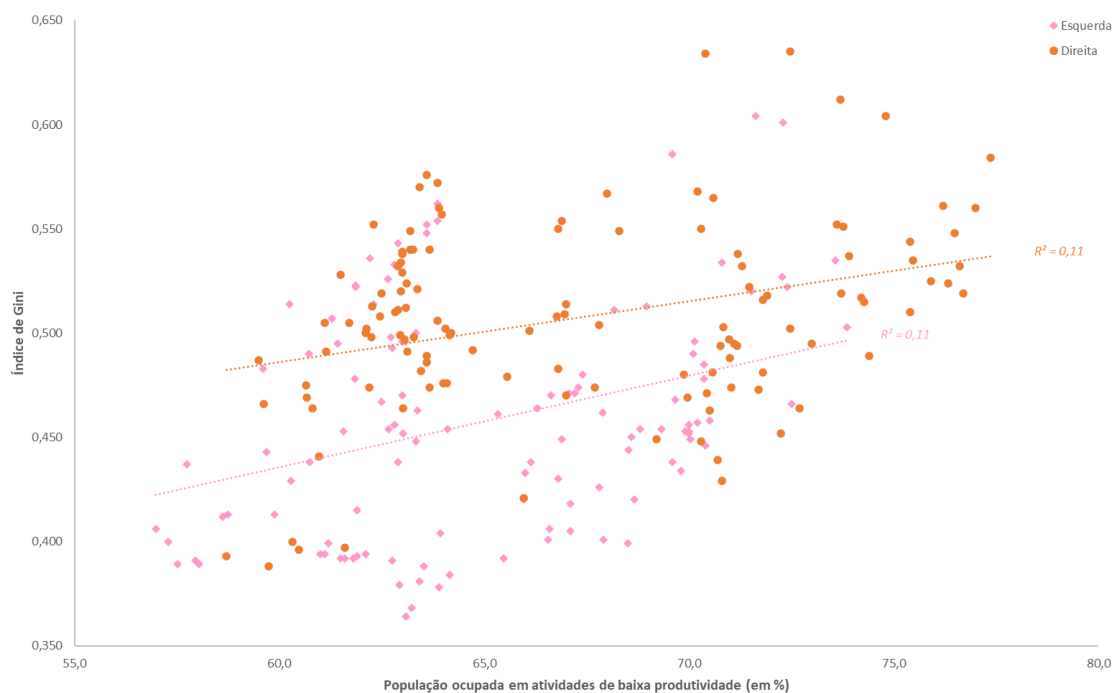
#### 4.2.2 Heterogeneidade estrutural e PIB

O modelo DPI desenvolvido no capítulo anterior destaca o papel da heterogeneidade estrutural visando a adequada compreensão da dinâmica da desigualdade de renda na América Latina. Conforme apontado inúmeras vezes ao longo desta tese, o que um determinado país produz tem efeitos sobre a forma como a renda gerada no processo produtivo é distribuída. Trata-se, conforme a Figura 2.1, da renda primária e de sua divisão em renda do processo produtivo e renda de ativos.

Isso significa que sistemas produtivos sobremaneira calcados em atividades econômica de baixa produtividade tendem a ser mais desiguais. Dito de outra forma, propugna-se que quanto maior (menor) a heterogeneidade estrutural, maior (menor) a desigualdade de renda e vice-versa, num processo que se auto-alimenta (vide as hipóteses H1 e H2).

De fato e conforme o esperado - afinal, o estruturalismo é uma teoria latino-americana - este é o caso da América Latina. Há uma associação positiva entre desigualdade de renda total e população ocupada em atividades de baixa produtividade (Figura 4.3), sem distinção entre os países governados por partidos de esquerda e de direita (mesmo  $R^2$ ).

Figura 4.3: Índice de Gini e população ocupada em atividades de baixa produtividade segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020



Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Inversamente e também corroborando a abordagem teórica aqui proposta, quanto maior a parcela da mão-de-obra ocupada em atividades de intermediária produtividade (Figura 4.4), menor a desigualdade de renda. Porém, agora há diferença com relação à ideologia: a associação linear com presidentes de esquerda (0,24) é bem mais forte que a verificada com presidentes de direita (0,07).

Já no que tange à relação entre população ocupada em atividades de alta produtividade e desigualdade de renda total a associação linear também é negativa, conforme o esperado, mas de menor magnitude (Figura 4.4). Na realidade, ela decorre inteiramente dos partidos de direita, já que o  $R^2$  das agremiações de esquerda é nulo.

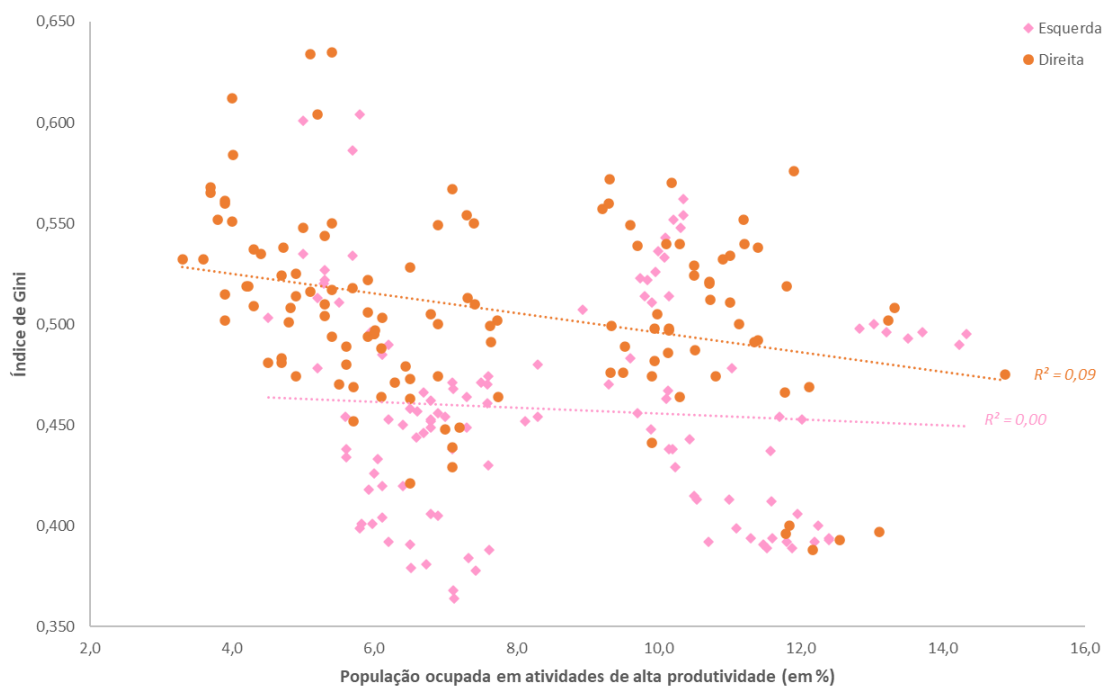
Cabe agora analisar o índice de Gini da renda total vis-à-vis o PIB per capita. A relação entre estas duas variáveis remonta ao trabalho seminal de Simon Kuznets (Kuznets, 1955), no qual se propugnou uma relação em forma de U invertido: inicialmente haveria uma associação positiva entre desigualdade de renda e PIB per capita e depois, no longo prazo, essa trajetória seria revertida.

Figura 4.4: Índice de Gini e população ocupada em atividades de produtividade intermediária segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020



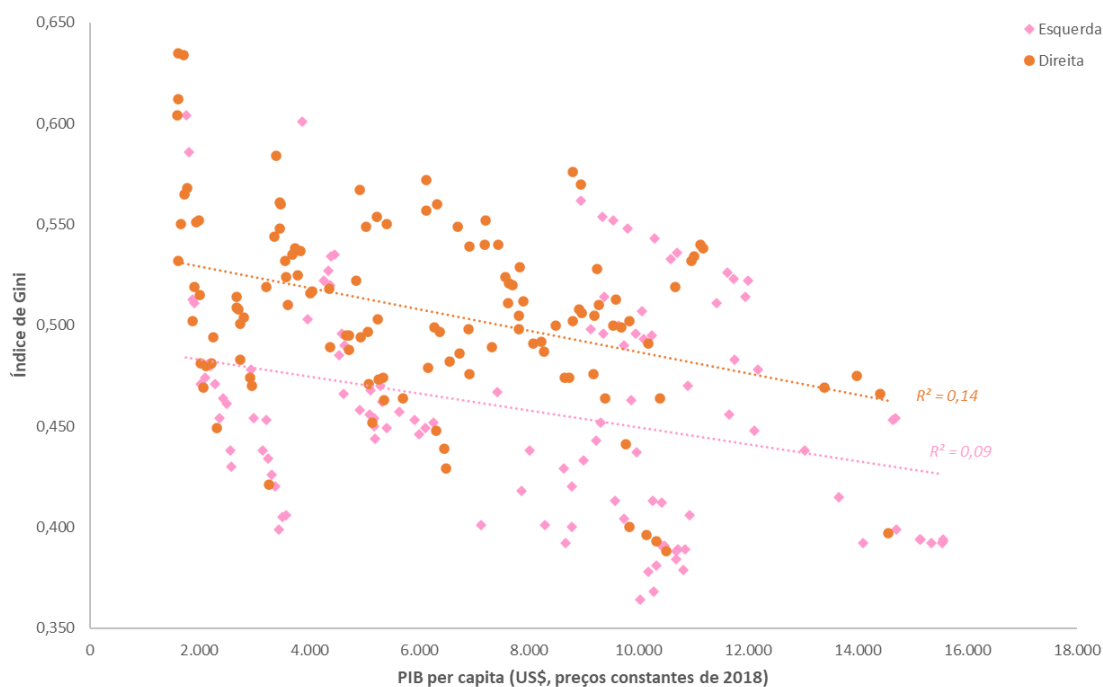
Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Figura 4.5: Índice de Gini e população ocupada em atividades de alta produtividade segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020



Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Figura 4.6: Índice de Gini e PIB per capita segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020



Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Ainda que bastante conhecida, a hipótese do U invertido tem pouco respaldo empírico. Desta feita, optei por controlar o efeito do PIB per capita sobre a desigualdade de renda latino-americano por conta da (já tantas vezes mencionada) pró-ciclicidade da arrecadação. Nesse sentido, o PIB per capita opera como uma condição necessária, embora insuficiente, para quaisquer esforços redistributivos, já que a receita dos países depende sobremaneira do ciclo econômico.

A Figura 4.6 reforça esta interpretação - quanto maior o PIB per capita, menor a desigualdade de renda - e essa relação é igualmente válida tanto para os países que foram chefiados pela esquerda quanto pela direita.

Os gráficos apresentados nessa subseção sugerem a adequabilidade da parte estruturalista do modelo DPI, de modo que cabe agora passar à inspeção visual da dimensão institucional da abordagem.

### 4.2.3 Ideologia partidária e bancada de esquerda

Conforme destacado no capítulo anterior, minha medida de ideologia partidária varia de 1 (extrema esquerda) a 20 (extrema direita). Assim, espera-se que quanto menor o valor da ideologia - isto é, quanto mais de esquerda for o partido do/a Presidente, menor a desigualdade de renda (hipótese H3).

Na Figura 4.7 estão plotados os pares de desigualdade de renda e ideologia do partido do/a presidente/a entre 2000 e 2020. Há uma inequívoca associação linear entre as duas variáveis ( $R^2 = 0,21$ ), em conformidade com a hipótese acima.

Conforme visto no Capítulo 2, a associação positiva entre ideologia do/a presidente e distribuição de renda é um fato estilizado bastante consolidado na literatura. Todavia, essas evidências não explicam o(s) porquê(s) das grandes diferenças de redução da desigualdade entre os países latino-americanos.

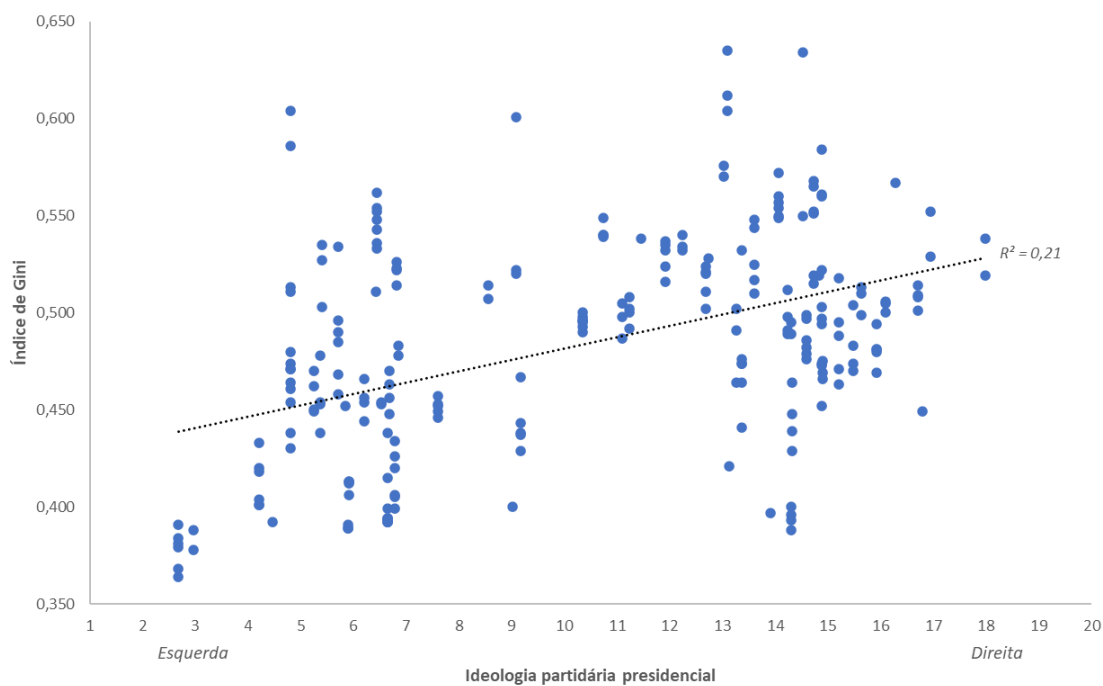
Para tanto, é preciso inicialmente considerar o tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputados. A hipótese é que quanto maior a força da esquerda no Legislativo, maior a redistribuição de renda (hipótese H4).

Com relação aos partidos de esquerda há uma forte associação negativa entre essas variáveis ( $R^2 = 0,30$ ), ao passo que tal relação inexistente entre os partidos de direita - a reta de ajuste linear é horizontal (Figura 4.8). Ademais, é importante destacar a grande quantidade de presidentes de direita que governaram sem a presença de nenhum deputado de esquerda; o inverso não ocorreu apenas 4 vezes, no governo de Néstor Kirchner (2003-2007) na Argentina.

No que tange à relação ideologia média da Câmara dos Deputados e índice de Gini (hipótese H5), verifica-se que as observações estão concentradas na parte direita do gráfico, o que era esperado dada a referida prevalência da ideologia de direita entre os partidos dos/as deputados/as (Figura 4.9). Ademais, o grau de ajuste linear ( $R^2 = 0,30$ ) é mais elevado que o verificada com relação à ideologia do/a presidente ( $R^2 = 0,21$ , Figura 4.7), o que sugere que a ideologia da Câmara dos Deputados é mais relevante para a redução da desigualdade que a do/a chefe do Executivo.

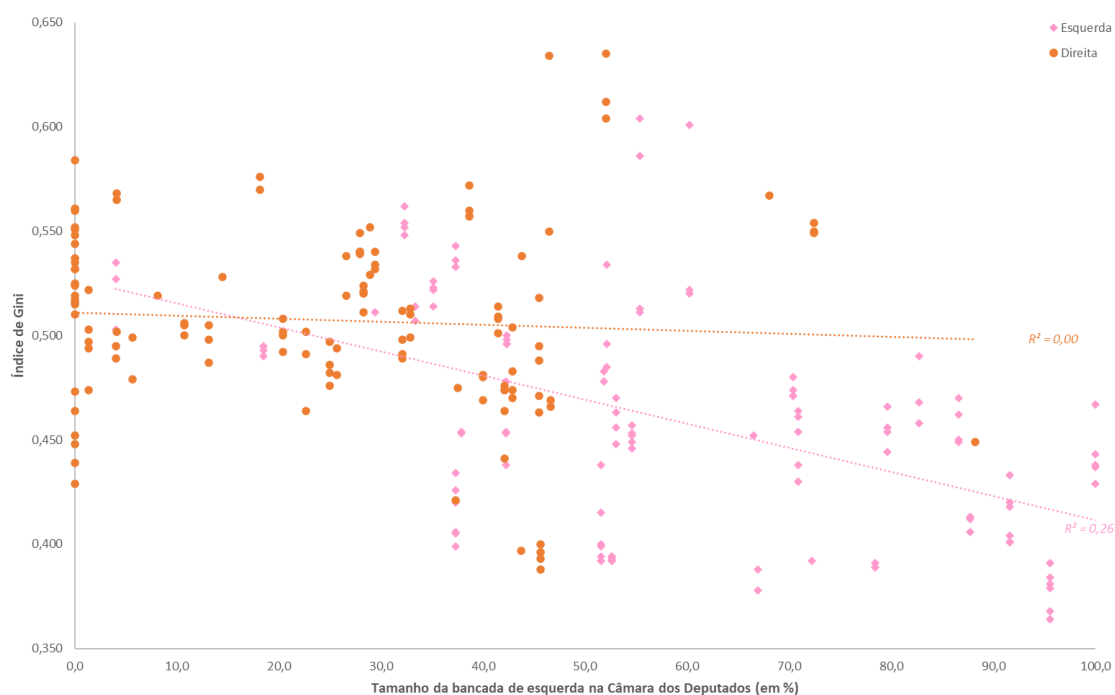
A análise empreendida nesta seção foi feita exclusivamente de maneira bi-variada. A inspeção visual dos dados indica que, de fato, a ideologia do presidente não é sufi-

Figura 4.7: Índice de Gini e ideologia partidária presidencial, 2000-2020



Fonte: Cepal (2022) e Borges (2022). Elaboração do autor.

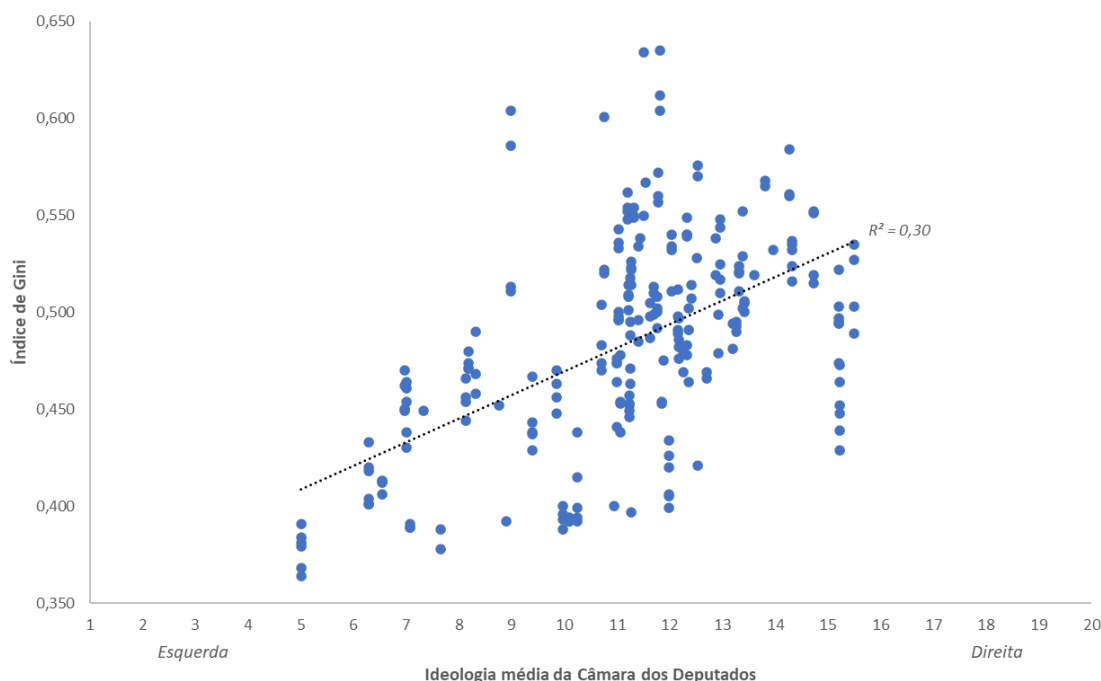
Figura 4.8: Índice de Gini e tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputados segundo ideologia partidária presidencial, 2000-2020



Fonte: Cepal (2022) e Borges (2022). Elaboração do autor.



Figura 4.9: Índice de Gini e ideologia média da Câmara dos Deputados, 2000-2020



Fonte: Cepal (2022) e Borges (2022). Elaboração do autor.

ciente para explicar os diferentes níveis redistributivos dos países latino-americanos. Nesse sentido, devem ser incorporados à análise tanto aspectos ligados à estrutura produtiva, quanto elementos do sistema partidário, em uma análise multivariada. Esse é o objeto da próxima seção.

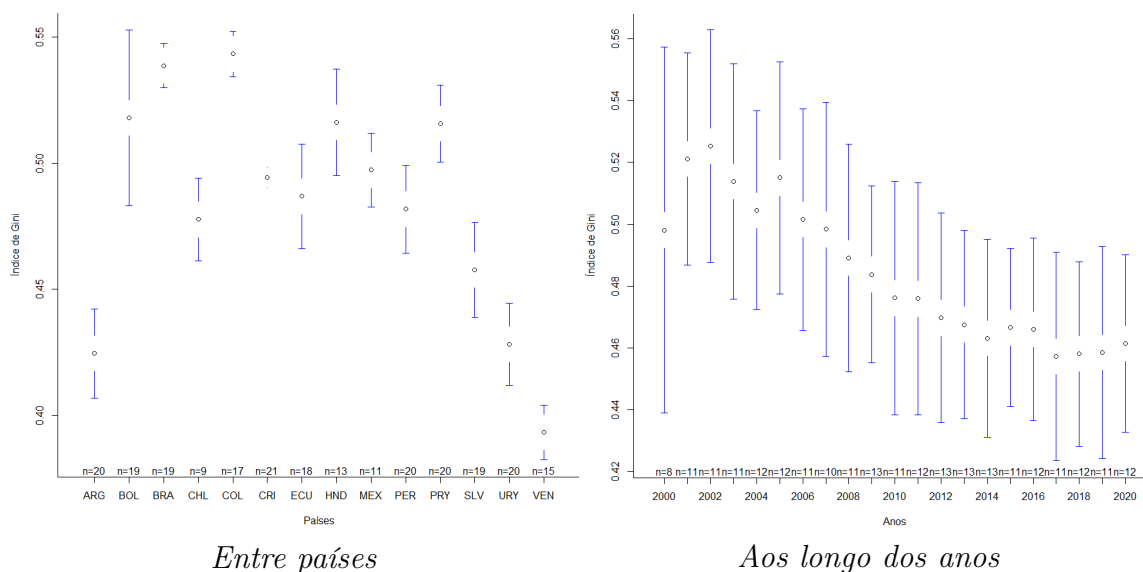
### 4.3 Aplicação econométrica

Conforme mencionado anteriormente (Seção 3.3), o meu banco de dados segundo país-ano é composto por 241 observações, para 14 catorze nações latino-americanas entre 2000 e 2020. Trata-se, portanto, de um painel de dados desbalanceado, já que a periodicidade dos dados de desigualdade de renda total varia de país para país.

Dados em painel possibilitam controlar a heterogeneidade entre os países e ao longo do tempo, o que, evidentemente, é o caso dos países latino-americanos (Figura 4.10)<sup>3</sup>. Essa análise possibilita incorporar variáveis não observáveis nem mensuráveis

<sup>3</sup>É forçoso reconhecer que essa vantagem dos dados em painel tem o mesmo nome que um dos referenciais teóricos utilizados na tese.

Figura 4.10: Heterogeneidade da desigualdade de renda entre países e ao longo dos anos, 2000-2020



Notas: ARG = Argentina, BOL = Bolívia, BRA = Brasil, CHL = Chile, COL = Colômbia, CRI = Costa Rica, ECU = Equador, HND = Honduras, MEX = México, PER = Peru, PRY = Paraguai, SLV = El Salvador, URY = Uruguai e VEN = Venezuela.

Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

veis, que não variam entre os países e ao longo do tempo.

Adicionalmente, esse tipo de abordagem também permite maior variabilidade dos dados, menor colinearidade, mais graus de liberdade e maior eficiência comparativamente a estudos baseados puramente em séries temporais ou de corte transversal. Assim, obtêm-se uma melhor capacidade em identificar e medir os efeitos das variáveis explicativas do modelo DPI.

No que segue, apresento na Subseção 4.3.1 sucintamente a econometria dos dados em painel e na Subseção 4.3.2 reporto as estimativas encontradas.

### 4.3.1 Econometria de dados em painel

Para o caso em tela, temos a seguinte formulação<sup>4</sup>:

$$D_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \dots + \beta_k X_{k,i,t} + u_{it} \quad (4.1)$$

<sup>4</sup>A presente seção está baseada em Baltagi (2021).

Com  $i = 1, \dots, N$  denotando os países,  $t = 1, \dots, T$  denotando os anos,  $D$  é uma medida de desigualdade de renda total,  $X$  são as  $k$  variáveis estruturais e institucionais e  $u$  é o erro.

Este último é composto por  $\mu_i$ , que denota os efeitos individuais não observáveis que não variam ao longo do tempo, e pelo restante do erro  $\nu_{it}$ , que varia entre os países e durante os anos. Trata-se do chamado *one-way error component regression model*:

$$u_{it} = \mu_i + \nu_{it} \tag{4.2}$$

Grosso modo, existem dois métodos para estimar esses efeitos individuais não observáveis. Nas estimativas de efeitos fixos, como o próprio nome sugere, assume-se que  $\mu_i$  são parâmetros fixos a serem estimados e  $\nu_{it}$  é um erro estocástico independente e identicamente distribuído com média zero. Ademais, supõe-se que todas as variáveis  $X$  são independentes de  $\nu_{it}$  para todos  $i$  e  $t$ . Essa abordagem é indicada para a realização de inferências condicionais a um determinado conjunto de unidades observacionais.

Na prática, a utilização de efeitos fixos implica a perda de muitos graus de liberdade, já que são estimados  $(N - 1)$  parâmetros adicionais na estimativa de cada  $\mu_i$ . Com efeito, essa grande quantidade de variáveis dummy utilizadas nesse tipo de estimativa pode agravar problemas de multicolinearidade entre os regressores. Ademais, efeitos fixos não permite estimar o efeito de nenhuma variável invariante ao longo do tempo.

Já por meio de efeitos aleatórios assume-se que  $\mu_i$  e  $\nu_{it}$  são independentes e identicamente distribuídas com média zero. Além disso, supomos que as variáveis  $X$  são independentes de  $\mu_i$  e de  $\nu_{it}$ . Trata-se de um método usualmente indicado quando se retira  $N$  indivíduos aleatoriamente de uma grande população, tal como em bancos de dados de amostras populacionais.

Nesse sentido, sua principal vantagem acaba por se tornar um problema para o meu problema de pesquisa, já que a suposição de que os efeitos individuais ( $\mu_i$ ) não sejam correlacionados com os erros ( $\nu_{it}$ ) é muito difícil de ser aceita. Ademais, a

seleção dos países latino-americanos aqui analisados não foi aleatória.

Complementarmente, é possível estimar dados em painel - seja por efeitos fixos, seja por efeitos aleatórios - supondo que exista também um elemento não observável relacionado ao tempo. Trata-se de um componente que não varia de indivíduo para indivíduo (no caso, de país para país), mas que mensura efeitos ligados ao tempo que não foram incluídos na regressão. Nesse sentido, agora se trata de um *two-way error component regression model*. À luz da equação 4.2 temos:

$$u_{it} = \mu_i + \nu_{it} + \lambda_t \quad (4.3)$$

O elemento  $\lambda_t$  pode ser representar eventos históricos específicos, que ocorreram em uma determinada data ou período. Nessa tese,  $\lambda_t$  pode captar o efeito do *boom* das commodities sobre a capacidade redistributiva dos países, a disseminação dos programas de transferência condicional de renda, entre outros.

Por efeitos fixos,  $\lambda_t$  é um parâmetro a ser estimado e as demais hipóteses acima se mantêm. A única diferença é que agora as inferências são condicionais aos indivíduos selecionados e ao recorte temporal do banco de dados. Já por efeitos aleatórios as mesmas suposições são válidas - sendo que agora  $\lambda_t$ ,  $\mu_i$  e  $\nu_{it}$  são independentes - e a inferência agora pertence à população total e ao período sobre a qual a amostra foi aleatoriamente retirada.

Muito embora seja deveras pertinente supor que existem peculiaridades em cada país e ao longo do tempo que devem ser endereçadas e que efeitos fixos é preferível aos efeitos aleatórios, é preciso testar essas assertivas. Especificamente, primeiro cabe testar se existe efeito fixo temporal. Para tanto, devem ser gerados dois modelos por efeitos fixos, com e sem  $\lambda_t$ , e deve ser feito um teste F no qual a hipótese nula é que não existem efeitos de tempo fixos.

Em seguida, o modelo por efeitos fixos selecionado deve ser avaliado vis-à-vis um modelo análogo por mínimos quadrados ordinários - MQO, isto é, sem considerar os efeitos idiossincráticos dos países. Novamente deve ser feito um teste F no qual a hipótese nula é que MQO é preferível aos modelos por efeitos fixos.

Caso essa hipótese seja aceita, procede-se, obviamente, com MQO; caso seja

rejeitada, deve-se rodar um modelo por efeitos aleatórios e realizar o teste de Hausman para avaliar se os erros individuais são correlacionados com os regressores. Sua hipótese nula é de que não existe essa correlação (efeitos aleatórios).

Finalmente, cabe avaliar se o erro do modelo selecionado depois dos passos acima tem problemas de heterocedasticidade e de correlação serial. A presença de ambos resulta em coeficientes consistentes, embora não eficientes, e em erros-padrão com viés, o que pode comprometer a significância estatística. Para avaliar o primeiro, realiza-se o teste de Breusch-Pagan, cuja hipótese nula é que os erros são homocedásticos, ou seja, que não há heterocedasticidade. Já para avaliar se os erros têm correlação serial empreende-se o teste Breusch-Godfrey, cuja hipótese nula é que não existe esse problema. Para solucionar ambos os problemas e, assim, obter erros-padrão corretos robustos é necessário estimar matrizes robustas de covariância.

A rotina de R utilizada nas estimativas conforme o acima exposto está reportada na seção A.2 do Apêndice.

### 4.3.2 Resultados

A avaliação econométrica do modelo DPI foi realizada em duas partes. Isso decorreu do chamado efeito “coattails”, por meio do qual as eleições presidenciais afetam diretamente as eleições legislativas. Como as coalizões tendem a ser formadas por partidos que compartilham ideologias similares, a eleição de um/uma presidente de esquerda (direita) tende a ser acompanhada por uma guinada à esquerda (direita) no Legislativo, notadamente quando as eleições são simultâneas.

Por exemplo, ao analisar os casos brasileiro e chileno, Borges e Turgeon (2019) encontram evidências de que o partido ou coalizão que vence as eleições presidenciais beneficia diretamente não apenas o partido do/a presidente, o que seria esperado, como também os partidos da coalizão presidencial nas eleições legislativas.

Nesse sentido, inicialmente há uma associação linear muito forte entre a ideologia do/a presidente e a ideologia média da Câmara dos Deputados. Como mostra a Tabela A.13 do Apêndice, essas duas variáveis têm coeficiente de correlação igual a 0,67, o que inevitavelmente compromete a análise econométrica.

Por esse motivo, o efeito da ideologia presidencial foi estimado separadamente

da ideologia média da Câmara dos Deputados. Para o primeiro caso, foram estimados três modelos para cada medida de desigualdade de renda, pois são três variáveis de heterogeneidade estrutural (população ocupada em atividades de produtividade baixa, intermediária e alta) e uma relativa à força da esquerda no Legislativo (tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputados). Como optei por avaliar a robustez de meu modelo teórico utilizando três medidas de desigualdade, conformaram-se no total 9 modelos.

Conforme o procedimento econométrico descrito na seção anterior, 8 destes modelos foram estimados por efeitos fixos, com efeito temporal, com correção para heterocedasticidade e correlação serial (estimador “arellano”). A exceção ficou por conta da especificação para o índice de Theil com população ocupada em atividades de produtividade intermediária, na qual não foi identificada autocorrelação serial (de modo que só foi realizada a correção para heterocedasticidade por meio do estimador “white1”). Os testes econométricos que justificam estes procedimentos estão reportados na seção A.2 do Apêndice.

Como mostram as Tabelas 4.1, 4.2 e 4.3, relativas à ideologia presidencial, a abordagem DPI tem forte suporte econométrico. A população ocupada em atividades de baixa produtividade foi positiva e significativa em todos os modelos. Inversamente, em todos os modelos o coeficiente da população ocupada em atividades de intermediária produtividade foi significativo e conforme o predito. Já com relação à população ocupada em atividades de alta produtividade os coeficientes estimados foram estatisticamente iguais a zero.

Tabela 4.1: Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial

	<i>Dependent variable:</i>		
	Gini		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,005** (0,002)		
Pop. ocup. intermediária		-0,007*** (0,002)	
Pop. ocup. alta			0,009 (0,006)
Ideologia presidencial	0,001*** (0,001)	0,001** (0,0005)	0,001 (0,001)
Bancada de esquerda	-0,0004*** (0,0001)	-0,0004*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)
PIB	0,00000 (0,00000)	0,00000** (0,00000)	0,00000*** (0,00000)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,241	0,324	0,214
Adjusted R <sup>2</sup>	0,102	0,200	0,071
F Statistic	16,078***	24,286***	13,855***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela 4.2: Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial

	<i>Dependent variable:</i>		
		Palma	
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,622** (0,303)		
Pop. ocup. intermediária		-0,796** (0,329)	
Pop. ocup. alta			0,460 (0,490)
Ideologia presidencial	0,153** (0,061)	0,135*** (0,052)	0,106 (0,077)
Bancada de esquerda	-0,028** (0,011)	-0,024** (0,011)	-0,040*** (0,011)
PIB	0,00000 (0,00000)	0,00000 (0,00000)	0,00001 (0,00000)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,218	0,273	0,108
Adjusted R <sup>2</sup>	0,076	0,141	-0,055
F Statistic	14,168***	19,094***	6,147***

*Note:* \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01



Tabela 4.3: Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial

	<i>Dependent variable:</i>		
	Theil		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,016*** (0,004)		
Pop. ocup. intermediária		-0,021*** (0,003)	
Pop. ocup. alta			0,017 (0,013)
Ideologia presidencial	0,003** (0,001)	0,002* (0,001)	0,001 (0,002)
Bancada de esquerda	-0,001* (0,0005)	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0004)
PIB	0,00000 (0,00000)	0,00000*** (0,00000)	0,00000** (0,00000)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,192	0,248	0,121
Adjusted R <sup>2</sup>	0,045	0,111	-0,039
F Statistic	12,071***	16,754***	7,016***

*Note:* \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Quanto à dimensão político-institucional os resultados foram ainda mais satisfatórios. A ideologia presidencial foi significativa e com o sinal esperado em todos os modelos cujas medidas de heterogeneidade estrutural foram a população ocupada em atividades de baixa e intermediária produtividade. Já o efeito da bancada de esquerda sobre a desigualdade foi significativa em todos os 9 modelos estimados.

No que tange às estimativas com a ideologia média da Câmara dos Deputados foi necessário retirar a bancada de esquerda do modelo econométrico. Obviamente, as duas variáveis são altamente correlacionadas, já que quanto maior for a bancada de esquerda, mais de esquerda será a ideologia média. Como mostra a tabela A.13 do Apêndice, o coeficiente de correlação entre essas dimensões é -0,91.

Deste modo, foram estimados mais nove modelos - três para cada medida de desigualdade - com a ideologia média da Câmara dos Deputados, conforme as tabelas 4.4, 4.5 e 4.6 a seguir. As estimativas foram feitas da mesma forma que as relativas à ideologia presidencial (efeitos fixos, com efeito temporal e com correção para heterocedasticidade e correlação serial por meio do estimador “arellano”). E novamente a exceção foi apenas para o índice de Theil com população ocupada em atividades de produtividade intermediária, na qual não foi identificada autocorrelação serial e que, portanto, foi feita apenas com correção para heterocedasticidade por meio do estimador “white1”. Estes testes econométricos também são apresentados na seção A.2 do Apêndice.

Novamente obtive resultados muito satisfatórios, que oferecem bastante suporte à abordagem de economia política aqui proposta. Mais uma vez os coeficientes da população ocupada em atividades de baixa e intermediária produtividade foram significativos e com o sinal esperado (positivo e negativo, respectivamente). As estimativas com a população ocupada em atividades de alta produtividade foi significativa para os índices de Gini e Theil, mas com o sinal inverso.

Ademais, corroborando o achado anterior acerca da ideologia presidencial, a ideologia média da Câmara dos Deputados também foi significativa e conforme o predito pela abordagem DPI em todos os 9 modelos estimados.

Tabela 4.4: Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados

	<i>Dependent variable:</i>		
	Gini		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,004** (0,002)		
Pop. ocup. intermediária		-0,006*** (0,002)	
Pop. ocup. alta			0,010** (0,005)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,007*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,008*** (0,003)
PIB	0,00000 (0,00000)	0,00000** (0,00000)	0,00000*** (0,00000)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,237	0,319	0,253
Adjusted R <sup>2</sup>	0,102	0,199	0,122
F Statistic	21,136***	31,915***	23,089***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela 4.5: Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados

	<i>Dependent variable:</i>		
	Palma		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,527** (0,241)		
Pop. ocup. intermediária		-0,723*** (0,271)	
Pop. ocup. alta			0,594 (0,393)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,645** (0,303)	0,592** (0,287)	0,839** (0,411)
PIB	0,00000 (0,00000)	0,00001 (0,00000)	0,00001* (0,00000)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,232	0,289	0,168
Adjusted R <sup>2</sup>	0,097	0,164	0,021
F Statistic	20,591***	27,678***	13,684***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela 4.6: Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados

	<i>Dependent variable:</i>		
	Theil		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,014*** (0,003)		
Pop. ocup. intermediária		-0,020*** (0,003)	
Pop. ocup. alta			0,020* (0,011)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,018*** (0,006)	0,016*** (0,005)	0,023*** (0,007)
PIB	0,00000 (0,00000)	0,00000*** (0,00000)	0,00000*** (0,00000)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,211	0,267	0,172
Adjusted R <sup>2</sup>	0,072	0,137	0,026
F Statistic	18,223***	24,739***	14,107***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Por questões de espaço e para não tornar a exposição repetitiva, na seção A.3 do Apêndice estão reportados as estimativas econométricas com controle para a receita como proporção do PIB e, alternativamente, com controle para o índice de valor das exportações. Estes resultados vão ao encontro do acima exposto e conferem maior robustez ao modelo DPI.

Deste modo, as estimativas econométricas suportam fortemente a abordagem aqui proposta. A heterogeneidade estrutural, em especial a população ocupada em atividades de baixa e intermediária produtividade do trabalho, a ideologia partidária do/a presidente, o tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputados e a ideologia média da Câmara dos Deputados importam sobremaneira para a desigualdade de renda total na América Latina nos anos 2000.

Com respeito às hipóteses da pesquisa apresentadas no capítulo anterior, conclui-se que:

H1 - aceita integralmente: quanto maior for a parcela da população ocupada em atividades econômicas de baixa produtividade, mais desigual tende a ser o país latino-americano;

H2 - aceita parcialmente: quanto maior for a parcela da população ocupada em atividades econômicas de produtividade intermediária, menos desigual tende a ser o país latino-americano;

H3 - aceita integralmente: quanto mais de esquerda for a ideologia do/a presidente, menos desigual tende a ser o país latino-americano;

H4 - aceita integralmente: quanto maior o tamanho da bancada de esquerda, menos desigual tende a ser o país latino-americano;

H5 - aceita integralmente: quanto mais de esquerda for a ideologia média da Câmara dos Deputados, menos desigual tende a ser o país latino-americano;

Ainda que bastante valiosa e útil, a análise econométrica por si só não possibilita é responder à segunda pergunta da tese: por que alguns países latino-americanos governados por partidos de esquerda foram mais bem-sucedidos que outros na redução da desigualdade de renda total no período pós-2000?

Para tanto, faz-se necessário complementar a argumentação aqui empreendida com uma discussão mais detalhada de algumas experiências latino-americanas. Por meio delas é possível demonstrar relações causais de uma maneira única, algo que a análise econométrica não permite. Esse é o foco do próximo capítulo.

## Capítulo 5

# Aplicação II - as experiências de Bolívia, Brasil e Uruguai durante a onda rosa

### 5.1 Introdução

Os dois capítulos anteriores mostraram a adequabilidade da abordagem DPI para explicar os principais determinantes da distribuição da renda total na América Latina. Assim, muito embora tenha sido discutido e debatido a pertinência de se incorporar a heterogeneidade estrutural e a ideologia partidária à análise, pouco foi dito acerca do modo pelo qual os governos efetivamente reduzem a desigualdade.

Dito de outra forma. Existem evidências robustas de que quanto mais de esquerda forem o/a presidente e os/as deputados/as, que quanto menor for a heterogeneidade estrutural e que quanto maior for o tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputado, menor a desigualdade de renda na região. Porém, a forma pela qual essas características se traduzem em menores níveis de desigualdade requer um olhar mais detalhado das experiências latino-americanas no século XXI.

A avaliação histórica permite identificar os mecanismos causais subjacentes às principais correlações identificadas na análise estatística, conferindo-a maior robustez. Sob uma perspectiva histórico institucionalista, trata-se da necessidade de ava-



liar a política de maneira contingente ao tempo, por meio da interconexão recíproca entre equilíbrios múltiplos, episódios contingentes, tempo e sequência dos eventos (Pierson, 2011).

Como visto nos capítulos precedentes, os partidos de esquerda conferem primazia à redistribuição de renda e, nesse sentido, os governos de esquerda lograram efetivamente reduzir mais a desigualdade que seus homólogos de direita. Assim, cabe discutir os porquês dos diferentes resultados em termos de melhora distributiva entre os países liderados pela esquerda.

Dos 14 países latino-americanos analisados na tese, dois não foram governados por partidos de esquerda em nenhum momento - Colômbia, Honduras - e um foi somente no último ano do recorte temporal aqui adotado - México, em 2020. Como é virtualmente impossível analisar com detalhe as experiências dos 11 países restantes que vivenciaram a onda rosa, neste capítulo discuto a economia política da desigualdade de renda na Bolívia, Brasil e Uruguai durante a onda rosa à luz do modelo DPI, da literatura que trata especificamente destes três países e de dados de algumas políticas de proteção social, do salário-mínimo real e da participação das manufaturas no PIB.

Conforme visto no capítulo 1, as políticas de proteção social impactam diretamente a distribuição de renda das famílias. Muito embora diversos destes programas sejam de reduzida magnitude, sua elevada focalização contribui sobremaneira para a redução da desigualdade.

Já o salário-mínimo, como o próprio nome sugere, estabelece o piso salarial das relações formais de trabalho. Adicionalmente, ao afetar também as remunerações do mercado informal (“efeito farol”) e aumentar o poder de compra das famílias, contribuindo, assim, para o crescimento econômico, o aumento do salário-mínimo foi um dos fatores que contribuiu para a redução da desigualdade de renda na América Latina nos anos 2000 (Maurizio, 2014).

A participação das manufaturas no PIB deve ser entendida não apenas no contexto do estruturalismo cepalino, por meio do qual sempre se advogou em prol de uma mudança estrutural em favor do setor industrial (capítulo 3), como serve, sobretudo, para situar os países latino-americanos no contexto da chamada desin-

dustrialização prematura. Com a honrosa exceção da Bolívia - discutida a seguir - a desindustrialização grassou a América Latina de maneira precoce e danosa ao desenvolvimento da região (Rodrik, 2016).

Para tanto, inicialmente discorro sobre os porquês da escolha destes três países, com foco no histórico e evolução do *Movimiento al Socialismo* MAS na Bolívia, do Partido dos Trabalhadores - PT no Brasil e do *Frente Amplio* - FA no Uruguai. Já a última seção do capítulo trato dos diferentes resultados obtidos pelos três países em termos de redução da desigualdade.

## 5.2 Sobre a escolha dos países

Diversos motivos concorrem para a escolha de Bolívia, Brasil e Uruguai. Em primeiro lugar há uma motivação de ordem histórica e antropológica, que remonta aos trabalhos de Darcy Ribeiro. Em um artigo originalmente publicado em 1985, Ribeiro (2017b) identifica diferentes configurações histórico-culturais para os povos extra-europeus. Os *povos-transplantados* são constituídos pela expansão de nações europeias sobre territórios de ultramar que não se misturaram com a população local. Tratam-se dos casos de Estados Unidos e Canadá, ao norte da América, e de Argentina e Uruguai, ao sul.

Em seguida estão os *povos-testemunho*, formados pelos remanescentes atuais de altas civilizações originais que reiteradas vezes guerrearam contra os colonizadores europeus. Estes, contudo, não lograram assimilar aqueles na condição de novos implantados seus. A profunda europeização a que estes povos foram submetidos foi insuficiente para fundir um ente unificado em toda a sua população, conformando uma situação de que hoje não são índios, mas também jamais serão europeus. São os casos de México, Peru, Bolívia e Guatemala.

A terceira categoria de Darcy Ribeiro são os *povos-novos*, relativas às populações oriundas da mestiçagem e do entrecruzamento cultural de brancos, negros e índios. Nesse sentido, tratam-se de povos desculturados de sua indianidade, africanidade ou europeidade para serem, então, um ente étnico novo. Brasil, Colômbia, Venezuela e Cuba são exemplos notáveis dessa tipologia. Desta feita, a escolha de Bolívia,

Brasil e Uruguai conforma um país de cada um dos três tipos de povos formados na América Latina.

Similarmente, a escolha desses três países também dialoga a perspectiva histórica de Engerman e Sokoloff (2002), por meio da qual é identificada a existência de três categorias de colônias no Novo Mundo. A primeira é caracterizada por uma elevada população escrava, pela existência de terras férteis e pela possibilidade de produção em alta escala extensiva nos chamados *plantations*. A segunda categoria é caracterizada pela extração de recursos minerais por meio da exploração de indígenas. E o terceiro grupo compreende economias que não foram dotadas de grandes populações destinadas ao trabalho e que, ademais, não gozaram de clima e solo que representavam uma vantagem comparativa frente às colônias escravistas.

A partir dessa classificação, Bértola e Ocampo (2019) propõem uma tipologia que incorpora a extensão territorial dos países, conformando três grandes grupos. No primeiro estão países dominados pelo complexo *hacienda*, por comunidades indígenas e pela mineração, dando lugar às sociedades indo-europeias: México (grande); Peru, Bolívia, Colômbia e Venezuela (médios); Equador, Paraguai, Guatemala, El Salvador, Honduras e Nicarágua (pequenos). O segundo grupo é dominado por fazendas tropicais, conformando sociedades afro-americanas: Brasil (grande); Cuba, República Dominicana, Panamá e Costa Rica (pequenas). Por fim, o último conjunto de países são economias euro-americanas de clima temperado: Argentina e Chile (médias) e Uruguai (pequena)<sup>1</sup>.

Ou seja, a escolha das experiências boliviana, brasileira e uruguaia também representa uma nação de cada grupo de Bértola e Ocampo (2019): Bolívia é um país indo-europeu de tamanho médio (11,6 milhões de habitantes); Brasil é um país afro-americano de tamanho grande (212,5 milhões de habitantes); e o Uruguai, por seu turno, é uma pequena (3,4 milhões de habitantes) nação euro-americana<sup>2</sup>.

Adicionalmente, as experiências desses três países também se justificam sob uma perspectiva epistemológica de boas práticas de metodologia científica. Um princípio basilar das pesquisas quantitativas e qualitativas é selecionar casos em que a va-

---

<sup>1</sup>Dependendo do recorte temporal e da variável sob análise, os autores colocam Colômbia e Venezuela no grupo 2 e o Chile no grupo 1 (Bértola e Ocampo, 2019, p. 15).

<sup>2</sup>Dados populacionais relativos a 2020 e coletados no banco de dados da CEPAL (Cepal, 2022).

riável de interesse varie o máximo possível. Trata-se do chamado princípio diverso (Seawright e Gerring, 2008) ou de máxima variação (Flyvbjerg, 2011).

Conforme detalhado mais à frente e utilizando a taxonomia de Mesa-Lago (1991), antes da irrupção da onda rosa a Bolívia era um país “atrasado” em termos de instrumentos de proteção social e extremamente desigual. Todavia, durante os governos do *Movimiento al Socialismo* (2006-2019) ocorreu a maior queda da desigualdade de renda na América Latina (-32%). Já os outros dois países foram “pioneiros”, sendo um de muito elevada desigualdade de renda (Brasil) e o outro com a melhor distribuição de rendimento da América Latina (Uruguai). Nos governos do Partido dos Trabalhadores (2003-2015) no Brasil a melhora distributiva foi de apenas -10%, ao passo que no Uruguai o desempenho figurou numa situação intermediária no período em que o *Frente Amplio* esteve à frente da presidência (2005-2019), com queda no índice de Gini de 17%.

Aqui cabe destacar outra dimensão que, simultaneamente, concorre para a escolha dos três países e que contribui para o entendimento dos diferentes resultados obtidos no combate à desigualdade, qual seja, o tamanho do partido presidencial e o tipo de governo.

Na Bolívia, os governos do MAS foram unipartidários, com o partido detendo sozinho entre 55,4 e 67,7% do total de cadeiras da Câmara dos Deputados. Ou seja, Evo Morales, que esteve à frente das experiências masistas aqui analisados, não precisou formar uma coalizão para governar.

Inversamente, a bancada do PT deteve entre 13,6 e 17,7% do total de deputados no Brasil, de tal sorte que a formação de coalizões multipartidárias foi imperativa para que Lula e Dilma pudessem governar. Já o FA no Uruguai se assemelha ao MAS na Bolívia, mas com menor intensidade. Os governos frenteamplistas de Tabaré Vázquez e de Mujica também foram unipartidários, com partido respondendo por maiorias mais apertadas, entre 50,5 e 52,5% da Câmara dos Deputados.

Nesse sentido, é de suma importância analisar a formação e evolução destes três partidos. O MAS boliviano é um partido de origem rural e indígena que apenas dez anos depois de sua fundação, em 1995, ganhou as eleições presidenciais. Rigosamente, o MAS existe desde 1987, sob a alcunha de *Movimiento al Socialismo-*

*Unzanguista* - MAS-U. Porém, foi somente em 1999 que o MAS-U ganhou relevância com a filiação do líder cocaleiro Evo Morales, que havia sido eleito deputado federal dois anos antes pela *Izquierda Unida* - IU. A IU foi o partido apoiado por um conjunto de organizações camponesas, lideradas por Morales e filiadas à *Asamblea para la Soberanía de los Pueblos*, que disputou as eleições municipais e parlamentares bolivianas de 1995 (Anria, 2013; Faguet, 2019).

Ainda que forjado a partir de movimentos sociais camponeses ligados ao cultivo de coca, o MAS rapidamente se expandiu nas principais cidades do país, conformando uma pouco usual coalizão rural-urbana. Igualmente singular é a linha tênue que separa o partido de suas bases sociais: assim como os movimentos sociais têm muita influência sobre o MAS e sobre as decisões tomadas pelo governo, Evo Morales liderou o partido e organizações de movimentos sociais (Anria, 2013). Por este motivo, pela dificuldade em enquadrar o MAS nas convencionais tipologias dos partidos políticos, floresceram taxonomias que se aplicam unicamente ao caso boliviano, a exemplo de esquerda de movimentos sociais com autoridade dispersa de Levitsky e Roberts (Levitsky e Roberts, 2011).

O desenvolvimento e consolidação do MAS decorreu de uma conjunção de fatores, tais como: o fracasso das reformas neoliberais adotadas pelo país desde 1985, que resultaram em reduzidas taxas de crescimento econômico; diversas manifestações contra o governo e as políticas liberalizantes, como na chamada Guerra do Gás de 2003, que levou à renúncia do presidente Sánchez de Lozada; substanciais mudanças institucionais, notadamente alterações nas regras eleitorais, que permitiram o florescimento de uma miríade de partidos nas cidades e nos estados/departamentos; a adoção de medidas descentralizadoras que ensejou a criação de diversos municípios; a promulgação de uma nova constituição em 2009; e, não surpreendentemente, a gigantesca desigualdade de renda do país (Levitsky e Roberts, 2011; Anria, 2013; Faguet, 2014; Klein, 2016; Freitas e Sátyro, 2019).

Consequentemente, teve lugar uma profunda crise do sistema partidário, expressa não apenas pelo virtual desaparecimento do partido *Movimiento Nacionalista Revolucionario* – MNR, que dominou a cena política boliviana desde 1952<sup>3</sup>, como

---

<sup>3</sup>O MNR elegeu os presidentes nas eleições de 1952, 1956, 1960, 1964, 1985, 1993 e 2002. Nesta

também pela mudança do eixo de competição partidária, expressa pela fusão das clivagens rural e étnica em uma única dimensão que, atualmente, é um dos pilares de sustentação do MAS (Anria, 2013; Faguet, 2019; Lazarte, 2005).

Já o PT é um partido de origem urbana e que foi fundado em 1980, em meio a ditadura militar brasileira. O partido foi formado a partir de diversos grupos sociais que se opunham à ditadura, notadamente sindicalistas, intelectuais e católicos. A consolidação do partido na política brasileira foi paulatina, tendo início nas eleições de 1982, na qual o PT conseguiu apenas oito das 479 vagas para deputado federal em disputa e ganhou apenas duas prefeituras. Desde então, o PT se estabeleceu como o principal partido de esquerda no Brasil, fazendo uma significativa oposição aos presidentes que governaram o país de 1990 até 2002 e às reformas neoliberais por eles adotadas (Hunter, 2010).

Sua elevada organização e disciplina partidária e a defesa do socialismo em sua ata de fundação permitiam identificar o PT como o partido menos provável de transformação no sentido de moderação ideológica. Entretanto, características institucionais dos sistemas partidário e eleitoral brasileiro – notadamente a elevada fragmentação partidária e eleições por representação proporcional por lista aberta para a Câmara dos Deputados –, a forte e incontestada liderança de Lula e mudanças na preferência dos eleitores petistas concorreram sobremaneira para a transformação do conteúdo programático original do partido em prol de uma agenda mais centrista.

Nesse sentido, frente ao dilema colocado por Przeworski na introdução, Lula e outros próceres do PT optaram por abandonar alguns princípios para chegar ao poder e realizar algumas mudanças em favor dos mais pobres. O exemplo mais notável foi a escolha de José Alencar, então senador por um partido de direita, como candidato a vice-presidente nas eleições de 2002. Com efeito, o PT ampliou consideravelmente sua base de apoio, venceu quatro eleições presidenciais consecutivas - 2002, 2006, 2010 e 2014 - e desde 2003 detém as maiores bancadas na Câmara dos Deputados (Samuels, 2008; Hunter, 2010; Levitsky e Roberts, 2011).

---

última, Sánchez de Lozada teve apenas 22% dos votos no primeiro turno, mas acabou sendo eleito. Já na eleição seguinte, de 2005, na qual Evo foi eleito, o MNR teve apenas 6% dos votos. Nas eleições de 2009 e de 2014 o MNR sequer teve candidato à presidente e no pleito de 2019 o partido abocanhou apenas 0,7% dos votos (Lazarte, 2005; Baker e Greene, 2011).

Em *História do PT*, Lincoln Secco sintetiza essa reorientação ideológica e suas semelhanças e diferenças frente ao governo anterior:

*“Lula não rompeu totalmente com a política econômica liberal de Fernando Henrique Cardoso, mas teve uma sagacidade política que faltou ao seu antecessor. O novo presidente determinou uma transferência de renda para os muito pobres através de programas sociais como a bolsa-família. Isso (embora não só) lhe garantiu forte apoio popular. O aumento real do salário-mínimo (...) e a manutenção e ampliação do sistema de seguridade social foram fundamentais também. O Governo também contornou a luta de classes ao internalizar conflitos sociais no aparelho de Estado, dando ministérios tanto aos representantes do capital quanto (pela primeira vez) aos representantes do trabalho”* (Secco, 2011, p. 205-6)

Finalmente, o FA uruguaio guarda algumas semelhanças com o PT, na medida em que também nasceu no meio urbano e que foi fundado em 1971 durante a ditadura militar. Todavia, ao contrário do PT, o FA foi formado a partir da fusão de diversas forças e partidos de esquerda, entre comunistas, socialistas, democrata-cristãos, independentes e até dissidências dos tradicionais partidos Blanco e Colorado. Diferentemente dos casos boliviano e brasileiro, o Uruguai não aderiu fortemente às transformações neoliberais dos anos 1990 e começou a implantar um sistema de bem estar-social muito antes que seus vizinhos, no começo do século XX com José Batlle y Ordoñez. Daí uma das causas do Uruguai apresentar um nível de desigualdade muito menor que a maioria dos países da América Latina (Luna, 2007; Hunter, 2010).

Para combater o fortalecimento do FA, que nas eleições de 1994 quase elegeu Tabaré Vázquez para a presidência, os partidos Blanco e Colorado firmaram uma inusitada coalizão governamental em 1995. Dessa união resultou uma reforma no sistema eleitoral em 1996 que objetivava enfraquecer o FA. Porém, o resultado foi o inverso: o FA consolidou-se como a única opção à esquerda e as duas tradicionais forças partidárias do país, que historicamente dominaram a política uruguaia, tornaram-se iguais aos olhos dos eleitores (Luna, 2007).

A experiência adquirida depois de 15 anos à frente da prefeitura de Montevideo e as fortes lideranças de Vázquez, que foi um dos prefeitos da capital uruguaia, e de José Pepe Mujica, tradicional liderança do partido desde o período militar, ensejaram a moderação ideológica do FA e sua consolidação como alternativa viável às tradicionais agremiações partidárias do país. Com efeito, o FA aumentou constantemente sua presença no interior do país, viabilizando a vitória presidencial nas eleições de 2004, 2009 e 2014. Todavia, esse processo de transformação do partido não ensejou a alienação de sua base eleitoral original (Luna, 2007; Hunter, 2010; Levitsky e Roberts, 2011).

Deste modo, a *constituency* do MAS difere substancialmente do PT e do FA. A base social que suportou o florescimento e consolidação do MAS na arena política boliviana era majoritariamente pobre e indígena. Em 2004, antes da chegada da esquerda ao poder, a taxa de pobreza na Bolívia era 60,8%, sendo que entre os indígenas esta cifra atingiu 68,8% (Cepal, 2022). Assim, como o MAS sempre deteve uma significativa maioria na Câmara dos Deputados, os incentivos e as condições para promover uma forte redistribuição de renda eram enormes.

De outra parte, PT e FA governaram países com taxas de pobreza bem menores, de 38,8% no Brasil em 2003 e de 19,3% no Uruguai em 2007 (Cepal, 2022). A classe média nestes dois países é bastante significativa e, como destacado acima, constituiu a base social inicial de apoio dos dois partidos. Por conseguinte, a ampliação das *constituencies* que permitiu a chegada do PT e do FA à presidência requereu a moderação ideológica dos partidos, como forma de conciliação das demandas de todos os grupos que os apoiavam. Nesse contexto, a efetiva capacidade redistributiva precisa considerar também o tamanho das bancadas destes partidos na Câmara dos Deputados, maior no Uruguai que no Brasil.

À luz destas peculiaridades e conforme a abordagem DPI, no que segue são analisados os seguintes governos<sup>4</sup>:

- Bolívia, *Movimiento al Socialismo* – MAS: Evo Morales I (2006-2009), Evo Morales II (2011-2014) e Evo Morales III (2015-2018);

---

<sup>4</sup>Conforme descrito no capítulo 3, por conta da disponibilidade de dados o período analisado em cada governo não coincide necessariamente com o mandato presidencial.



- Brasil, Partido dos Trabalhadores – PT: Lula I (2003-2006), Lula II (2007-2009), Dilma I (2011-2014) e Dilma II (2015)
- Uruguai, *Frente Amplio* – FA: Tabaré I (2005-2009), Mujica (2010-2014) e Tabaré II (2015-2019).

### 5.3 Distribuição de renda nos governos do MAS, PT e FA

Ao longo de seus três mandatos, Evo Morales gozou de ampla e crescente maioria na Câmara dos Deputados e de convergência ideológica entre seu partido, o MAS, e a ideologia média da câmara baixa (tabela 5.1).

No governo Evo I (2006-2009), o MAS obteve 55,4% das cadeiras da Câmara dos Deputados, que equivalia a toda bancada de esquerda, e a ideologia média na câmara baixa era de esquerda. Nesse contexto amplamente favorável ao chefe do executivo, houve uma mudança estrutural conducente ao desenvolvimento econômico-social da Bolívia, com redução de 0,8% ao ano (a.a.) da população ocupada em atividades de baixa produtividade e, inversamente, aumento de 1,8% a.a. e de 1,9% a.a. na parcela da mão-de-obra empregada nos setores de produtividade intermediária e de alta, respectivamente. Não à toa, o PIB cresceu 4,7% a.a. e a desigualdade caiu 5,2% a.a. nesse período.

Nos dois governos seguintes esse cenário positivo se manteve e até melhorou, haja vista o aumento da bancada masista e da bancada de esquerda e, conseqüentemente, a guinada à esquerda da ideologia média da Câmara dos Deputados. Do ponto de vista estruturalista, destaca-se no governo Evo II (2011-2014) o forte aumento de 8,1% a.a. na população ocupada em atividades de alta produtividade e, por conseguinte, um elevado crescimento do PIB de 6,7% a.a. A taxa de redução da desigualdade de renda arrefece, mas permanece no significativo patamar de 2% a.a.

Tabela 5.1: Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia partidária nos governos do *Movimiento al Socialismo* - MAS (2006-2019)

	<b>Evo I</b> <b>(2006-2009)</b>	<b>Evo II</b> <b>(2011-2014)</b>	<b>Evo III</b> <b>(2015-2019)</b>
Ideologia presidencial	4,8 (esquerda)	4,8 (esquerda)	4,8 (esquerda)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	9 (esquerda)	8,2 (esquerda)	7 (esquerda)
Bancada presidencial	55,4	67,7	67,7
Bancada de esquerda	55,4	70,4	70,9
Pop. ocup. baixa	-0,8%	-0,4%	-0,1%
Pop. ocup. intermediária	1,8%	-0,9%	0,1%
Pop. ocup. alta	1,9%	8,1%	0,2%
PIB	4,7%	6,7%	3,9%
<b>Gini</b>	<b>-5,2%</b>	<b>-2,0%</b>	<b>-1,8%</b>

Notas:

- Bancada presidencial e bancada de esquerda: em proporção do total de assentos na Câmara dos Deputados;

- Pop. ocup. baixa/intermediária/alta, PIB e Gini: variação média anual no período.

Fonte: Elaboração do autor.

No último mandato de Evo (2015-2019) houve o aprofundamento da guinada à esquerda na Câmara dos Deputados e as tendências gerais de redução da heterogeneidade estrutural se mantiveram, ainda que a taxas mais modestas. Similarmente, o PIB (+3,9% a.a.) e a desigualdade de renda (-1,8% a.a.) também permaneceram melhorando.

Assim, no que tange à uma mudança estrutural indutora de crescimento econômico e promotora de redução da desigualdade de renda, Evo Morales foi bastante exitoso. Ao longo dos 14 anos em que o MAS esteve à frente do governo boliviano o PIB cresceu incríveis 89% (+4,7% a.a.) e a desigualdade de renda caiu igualmente surpreendentes 32% (-2,7% a.a.). Muito possivelmente essa foi a experiência de maior crescimento econômico com distribuição de renda da história moderna.

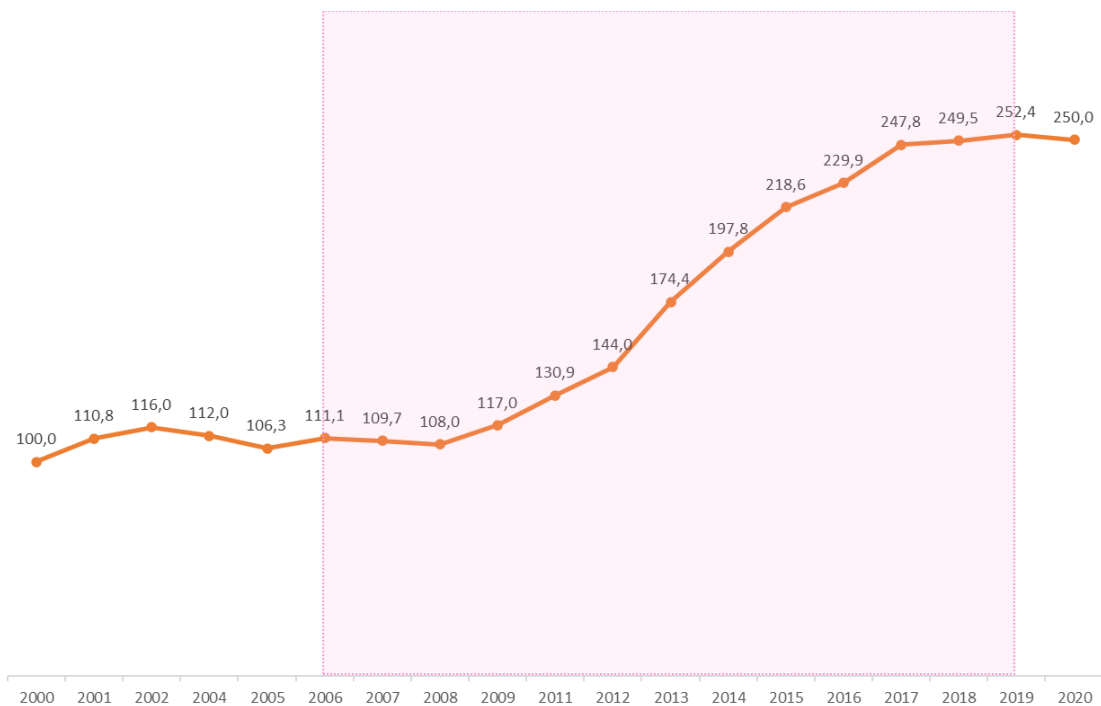
Concorreu para este expressivo desempenho o forte avanço em termos de cobertura da população beneficiária de políticas de proteção social não-contributivas, em especial aquelas voltadas às pessoas com mais de 65 anos.

Em 2002 o programa de pensão não-contributiva *Bono Solidario* - Bonosol contemplava 69,5% dessa população; em 2011, o programa *Renta universal de vejez* - *Renta Dignidad*, que sucedeu o Bonosol, fez jus ao nome e abarcou 95,5% dos idosos bolivianos. Ademais, entre esses anos o valor do benefício em dólares cresceu 68% em termos reais (Cepal, 2016a).

Similarmente, o salário-mínimo também teve um forte aumento acima da inflação nos anos em que o MAS governou a Bolívia (Figura 5.1). O crescimento foi de 10% no governo Evo I, incríveis 69% no Evo II e de 28% no último mandato presidencial do líder cocaleiro. Assim, nos três governos masistas o salário-mínimo mais que duplicou em termos reais.

Outro ponto notável boliviano e que dialoga diretamente com a redução da heterogeneidade estrutural é o seguinte: a Bolívia foi o único país latino-americano no qual a participação das manufaturas no PIB aumentou (Figura 5.2).

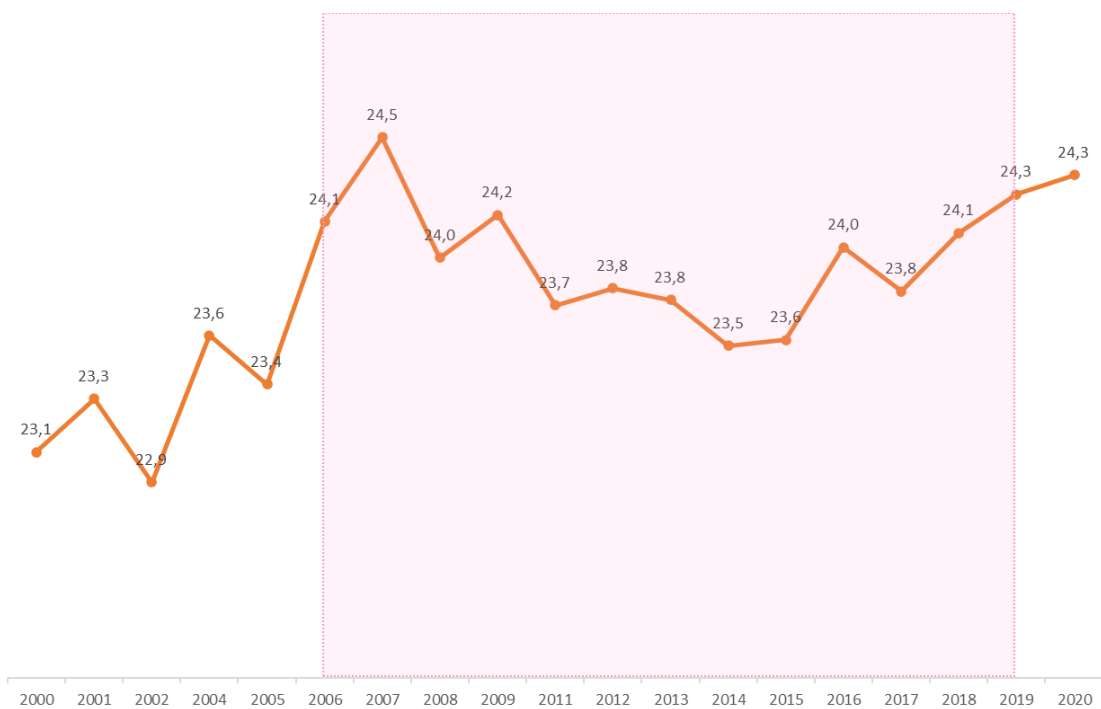
Figura 5.1: Salário mínimo real na Bolívia, 2000-2020



Notas: Número-índice do salário-mínimo real, 2000 = 100. A área sombreada mostra os anos em que o/a presidente era do MAS.

Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Figura 5.2: Indústria manufatureira como proporção do PIB na Bolívia, 2000-2020



Nota: A área sombreada mostra os anos em que o/a presidente era do MAS.

Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Ao contrário dos demais países da região nos quais a desindustrialização foi a regra, na Bolívia o setor manufatureiro manteve sua participação no PIB. Antes do primeiro mandato de Evo, a manufatura respondia por 23,4% do PIB boliviano. Nos anos em que o MAS governou o país essa participação apresentou até uma pequena elevação: as manufaturas aumentaram para 24,5% em 2007, apresentaram tendência de queda até 2015 e passaram a crescer até atingir 24,3% do PIB em 2019.

Para tanto, foram envidadas políticas macroeconômicas, de apoio setorial, de fortalecimento da demanda interna e de diversificação produtiva, notadamente via agregação de valor nas atividades agropecuárias, de mineração e de petróleo e gás. Tratou-se de um arcabouço heterodoxo, com intervenções no mercado - como a nacionalização de recursos naturais e subvenção de combustíveis e tarifas de energia destinadas à promoção do setor industrial - e por meio do investimento público em infraestrutura (Mariscal et al., 2019).

Ao fim e ao cabo, tratou-se de colocar em prática os novos valores e finalidades essenciais do estado boliviano consubstanciados na nova Constituição do país, promulgada no final do governo Evo I, em fevereiro de 2009<sup>5</sup>.

A despeito dessas alvissareiras mudanças estruturais e conjunturais, nesse país andino subsiste uma situação bastante precária no mercado laboral e produtivo. Evidentemente, a nação latino-americana mais desigual no começo do Séc. XXI não consegue mudar totalmente suas mazelas econômicas e sociais em duas décadas. Porém, como mostra a Tabela 5.2, transitar do posto de pior distribuição de renda para a 5<sup>a</sup> melhor colocação no ranking de igualdade segundo o índice de Gini é algo surpreendente e que merece ser enaltecido.

---

<sup>5</sup>Por exemplo: “Artículo 316. *La función del Estado en la economía consiste en: (...) 6. Promover prioritariamente la industrialización de los recursos naturales renovables y no renovables, en el marco del respeto y protección del medio ambiente, para garantizar la generación de empleo y de insumos económicos y sociales para la población. 7. Promover políticas de distribución equitativa de la riqueza y de los recursos económicos del país, con el objeto de evitar la desigualdad, la exclusión social y económica, y erradicar la pobreza en sus múltiples dimensiones.*” Bolivia (2009)

Tabela 5.2: Índice de Gini e ranking de igualdade de renda nos países latino-americanos, *circa* 2000 e 2020

País	2000		2020	
	Gini	Ranking	Gini	Ranking
Argentina	0,487	4	0,400	3
Bolívia	0,635	14	0,449	5
Brasil	0,576	13	0,519	13
Chile	0,514	6	0,475	10
Colômbia	0,567	12	0,552	14
Costa Rica	0,479	3	0,490	11
Equador	0,538	10	0,466	9
El Salvador	0,509	5	0,421	4
Honduras	0,532	9	0,494	12
México	0,528	8	0,452	7
Paraguai	0,561	11	0,452	7
Peru	0,519	7	0,464	8
Uruguai	0,441	2	0,397	2
Venezuela	0,392	1	0,378	1

Nota: Ranking segundo nível de igualdade.

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

Já no Brasil o cenário vivido pelos governos de esquerda foi bem mais adverso e, conseqüentemente, os resultados obtidos foram bem mais modestos (tabela 5.3). A composição e a ideologia do parlamento concorreram sobremaneira para esses resultados. Em nenhum momento houve convergência ideológica entre os presidentes Lula e Dilma e a Câmara dos Deputados - esta sempre foi de direita e paulatinamente convergiu ainda mais à direita. Ademais, os governos petistas nunca gozaram de maioria no parlamento. Muito pelo contrário.

No governo Lula I (2003-2006) o PT obteve sua maior bancada na Câmara dos Deputados, mas esta respondeu por apenas 17,7% do total de cadeiras. Como em conjunto os partidos de esquerda não chegou nem a 1/3 da câmara baixa, a ideologia média desta casa permaneceu de direita. Do ponto de vista da heterogeneidade estrutural, os resultados obtidos foram mistos - aumento na população ocupada em atividades de baixa, redução em média e aumento na alta. Conseqüentemente, a desigualdade caiu apenas 1% a.a e o PIB, por seu turno, aumentou 3,5% a.a.

Tabela 5.3: Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia partidária nos governos do Partido dos Trabalhadores - PT (2003-2015)

	<b>Lula I</b> <b>(2003-2006)</b>	<b>Lula II</b> <b>(2007-2009)</b>	<b>Dilma I</b> <b>(2011-2014)</b>	<b>Dilma II</b> <b>(2015)</b>
Ideologia presidencial	6,4 (esquerda)	6,4 (esquerda)	6,8 (esquerda)	6,4 (esquerda)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	11,2 (direita)	11 (direita)	11,3 (direita)	12 (direita)
Bancada presidencial	17,7	15,0	17,1	13,6
Bancada de esquerda	32,3	37,3	35,1	29,4
Pop. ocup. baixa	0,1%	-0,4%	-0,2%	1,0%
Pop. ocup. intermediária	-0,3%	1,3%	0,7%	-2,5%
Pop. ocup. alta	0,3%	-0,7%	-0,7%	1,0%
PIB	3,5%	3,6%	4,2%	-3,5%
<b>Gini</b>	<b>-1,0%</b>	<b>-0,9%</b>	<b>-0,9%</b>	<b>-0,6%</b>

Notas:

- Bancada presidencial e bancada de esquerda: em proporção do total de assentos na Câmara dos Deputados;
- Pop. ocup. baixa/intermediária/alta, PIB e Gini: variação média anual no período.

Fonte: Elaboração do autor.

Já em Lula II (2007-2009) houve uma leve redução do tamanho do PT na Câmara dos Deputados (15%), que foi mais que compensado pelo aumento bancada de esquerda (37,3%). Sob a ótica estruturalista novamente houve avanços - redução em “baixa” e aumento em “intermediária” - e retrocessos - redução em “alta”. As taxas de variação do PIB (+3,6% a.a.) e do índice Gini (-0,9 a.a.) foram muito próximas às verificadas no período anterior.

No primeiro mandato de Dilma (2011-2014) houve leve guinada à direita na ideologia média da Câmara dos Deputados, ainda que a bancada do PT tenha crescido quase dois pontos percentuais (p.p.) frente à legislatura anterior. Inversamente, a bancada de esquerda também ficou dois p.p. menor. O desempenho dúbio na evolução da estrutura produtiva permaneceu, de tal sorte que, mais uma vez, o PIB (+4,2% a.a.) e o índice de Gini (-0,9% a.a.) tiveram comportamento semelhante ao verificado no governo anterior.

Já em Dilma II, que se refere apenas a 2015, há uma severa contração econômica (-3,5%), que implicou no arrefecimento da melhora distributiva (-0,6%). Isso ocorreu em um contexto de diminuição do tamanho da bancada do PT (13,6%) e da esquerda (29,4%) e, portanto, da continuidade do processo de conversão do Brasil à direita.

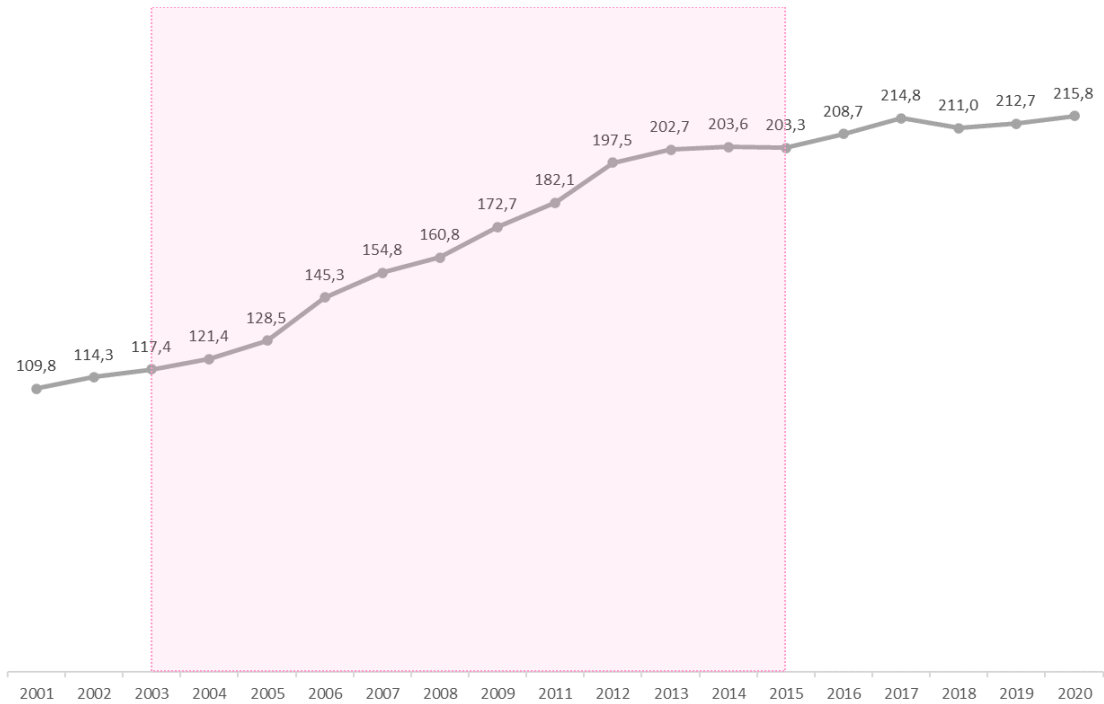
Deste modo, durante os 13 anos (2003-2015) em que o PT governou o Brasil a desigualdade de renda medida pelo índice de Gini caiu apenas 10% (-0,8% a.a.) e o PIB cresceu somente 45% (+2,9% a.a.).

No que concerne ao salário-mínimo, nos governos do PT o aumento foi 78% em termos reais da seguinte forma: +27% no governo Lula I, +19% no Lula II, +18% no Dilma I e nulo no Dilma II que, como visto acima, compreende para fins da presente tese apenas o ano de 2015.

Ao contrário dos demais países aqui analisados, no Brasil o salário-mínimo serve de parâmetro para diversas políticas de proteção social, o que significa dizer que o aumento em seu valor tem impacto fiscal. Deste modo, aos usuais constrangimentos ao aumento do salário-mínimo, deve-se somar seu impacto sobre a despesa pública no caso brasileiro.



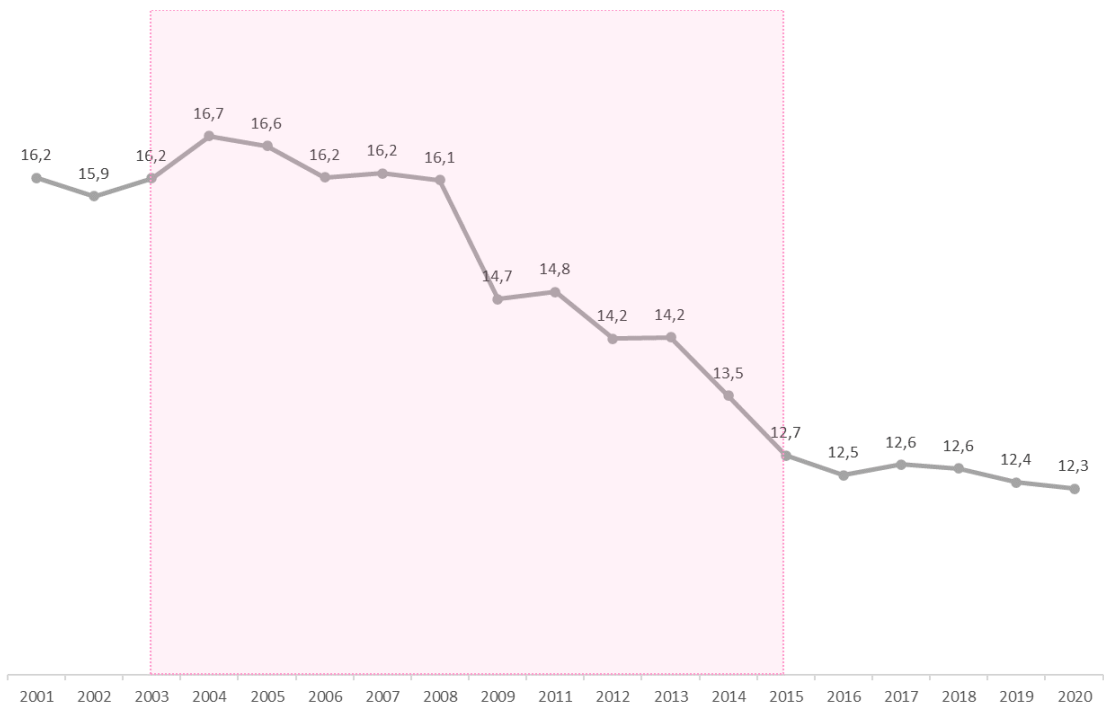
Figura 5.3: Salário mínimo real no Brasil, 2001-2020



Notas: Número-índice do salário-mínimo real, 2000 = 100. A área sombreada mostra os anos em que o/a presidente era do PT.

Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Figura 5.4: Indústria manufatureira como proporção do PIB no Brasil, 2001-2020



Nota: A área sombreada mostra os anos em que o/a presidente era do PT.

Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Nesse sentido, ao analisar a evolução da mediana da renda domiciliar per capita vis-à-vis o salário-mínimo real entre 1995 e 2019, Hoffmann (2020) identifica um forte efeito “farol” deste último sobre os rendimentos mais baixos a partir de 1999. Com efeito, o crescimento real do salário-mínimo contribuiu para a redução da desigualdade da renda domiciliar per capita.

Ademais, como é amplamente conhecido, os governos do PT colocaram em marcha o Programa Bolsa Família (PBF), um CCT que tem como foco famílias em situação de pobreza. Em 2003, no primeiro ano de Lula I, 16,1 milhões de brasileiros recebiam esse benefício, o que equivalia um pouco menos de 9% da população do país. Em 2015, no final do governo Dilma II, o PBF contemplava 56,2 milhões de pessoas ou quase 27% da população<sup>6</sup>.

Souza et al. (2019) realizam uma análise pormenorizada do impacto do PBF e do salário-mínimo sobre a desigualdade de renda domiciliar per capita no Brasil. Por meio de uma decomposição dinâmica do índice de Gini entre 2001 e 2015, os autores estimam que famoso CCT brasileiro contribuiu com quase 10% da melhora distributiva ocorrida nesse período, mesmo respondendo por apenas 0,7% da renda total. Já as políticas social vinculadas ao salário-mínimo responderam por 17,5% da redução do Gini, embora representem 6,9% do rendimento total domiciliar.

Obviamente, a renda do trabalho - que representa 75,5% da renda total em 2015 - explica a maior parte (56,7%) da melhora distributiva entre 2001 e 2015. Nesse sentido, as cifras relativas ao salário-mínimo e, sobretudo, do PBF mostram que tais políticas foram muito efetivas em reduzir a desigualdade de renda no Brasil.

Assim, por um lado, não resta dúvidas de que o desempenho brasileiro em termos de efetiva redução da desigualdade de renda foi reduzido comparativamente aos demais países latino-americanos: entre 2000 e 2020 o Brasil permaneceu em 13<sup>o</sup> lugar no ranking de igualdade (Tabela 5.2).

Por outro, os constrangimentos político-institucionais impostos aos governos Lula e Dilma foram muito maiores que os verificados na Bolívia e no Uruguai, conforme detalhado a seguir. Nesse sentido, é importante ressaltar que, no final das contas,

---

<sup>6</sup>Dados coletados na *Base de datos de programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe* da Cepal (Cepal, 2023).

tratou-se de um ótimo resultado sob uma perspectiva histórica. Quando se compara o PT com os demais partidos que governaram o Brasil, não apenas as taxas médias de crescimento do PIB foram mais elevadas, como também houve um ciclo inédito - ainda que breve - de melhora distributiva concomitantemente à uma maior pujança econômica.

Todavia, em consonância com a pequena alteração na heterogeneidade estrutural do país, no Brasil houve uma severa desindustrialização. Como mostra a Figura 5.4, depois de permanecer na casa dos 16% entre 2003 e 2008, a partir desse ano a participação das manufaturas no PIB declina monotonicamente até 2015, até atingir o atual patamar de 12%.

Finalmente, o caso uruguaio também se distingue dos outros dois países (tabela 5.4). À primeira vista, a redução de 17% (-1,3% a.a.) no índice de Gini realizada sob a batuta do *Frente Amplio* - FA parece conformar apenas uma situação intermediária entre as experiências boliviana e brasileira. Porém, quando se leva em conta que o Uruguai já possuía reduzidos níveis de desigualdade antes da onda rosa, a referida melhora distributiva impressiona.

Esse pequeno país platino permaneceu em segundo lugar em termos de igualdade de renda nas duas primeiras décadas do Século XXI (tabela 5.2). A melhora distributiva começa no primeiro mandato presidencial de Tabaré (2005-2009), com queda do índice de Gini de 1,2% a.a., e ganha corpo no governo Mujica (2010-2014), com redução anual média de 2,5%. No segundo governo de Tabaré (2015-2019) o índice de Gini permanece virtualmente inalterado.

Chama bastante a atenção o forte crescimento do PIB durante o período frente-amplista, de 77% (+3,9% a.a.). Esse dinamismo decorreu, sobretudo, dos governos Tabaré I (+5,9% a.a.) e Mujica (+4,9% a.a.). No segundo governo de Tabaré o crescimento econômico foi bastante modesto (+0,9% a.a.).

Esse processo decorreu de uma significativa mudança estrutural em prol de atividades de alta produtividade. Os três governos do FA explicam esse resultado, embora tenha sido no governo Mujica que ocorreu o maior avanço: no governo do ex-guerrilheiro tupamaro a taxa de crescimento foi 2,7% a.a., frente a 0,8% e 1,9% a.a. nos dois mandatos de Tabaré.

Tabela 5.4: Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia partidária nos governos do *Frente Amplio* - FA (2005-2019)

	<b>Tabaré I</b> <b>(2005-2009)</b>	<b>Mujica</b> <b>(2010-2014)</b>	<b>Tabaré II</b> <b>(2015-2019)</b>
Ideologia presidencial	6,7 (esquerda)	6,7 (esquerda)	6,7 (esquerda)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	9,9 (esquerda)	10,2 (esquerda)	10,1 (esquerda)
Bancada presidencial	52,5	50,5	50,5
Bancada de esquerda	53,1	51,5	52,6
Pop. ocup. baixa	-0,2%	-0,7%	0,3%
Pop. ocup. intermediária	0,2%	0,6%	-1,6%
Pop. ocup. alta	0,8%	2,7%	1,9%
PIB	5,9%	4,9%	0,9%
<b>Gini</b>	<b>-1,2%</b>	<b>-2,5%</b>	<b>0,0%</b>

Notas:

- Bancada presidencial e bancada de esquerda: em proporção do total de assentos na Câmara dos Deputados;

- Pop. ocup. baixa/intermediária/alta, PIB e Gini: variação média anual no período.

Fonte: Elaboração do autor.

À semelhança da experiência boliviana, o FA sempre gozou de maioria na Câmara dos Deputados, com mais de 50% dos assentos nos três governos. Ademais, praticamente toda a esquerda uruguaia está no FA, algo esperado haja vista a natureza aglutinadora deste partido desde sua fundação. A ideologia média da Câmara dos Deputados, por sua vez, sempre foi de esquerda, o que contribuiu para o combate à desigualdade.

Para Gadea (2017), os governos frente-amplistas devem ser entendidos como uma continuidade dos esforços de modernização econômica e de desenvolvimento estatal iniciados muitos anos antes por José Batlle y Ordóñez, conforme mencionado no capítulo 3. Aliás, o próprio Mujica reconhece essas semelhanças:

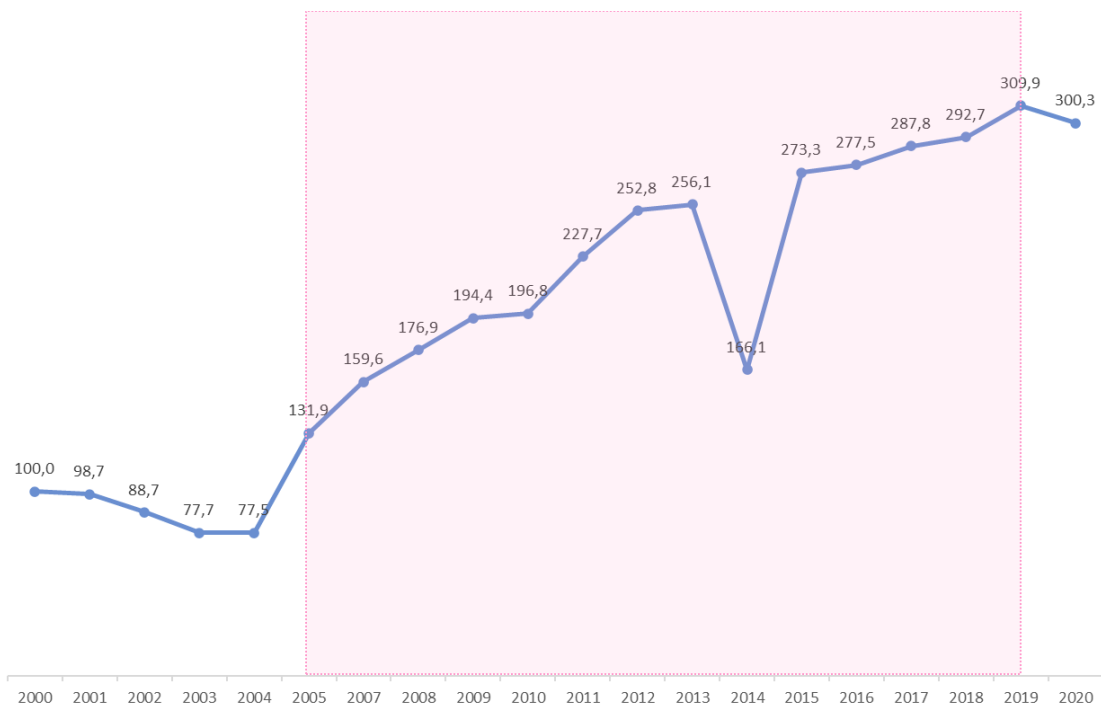
*“O imposto da terra que resolvi criar é um imposto de origem batllista e a questão da terra é muito importante para os tupamaros. José Batlle y Ordóñez afirmava, no começo do século XX, que uma parte da terra pertencia à sociedade e que era necessário pagar por ela. Os proprietários de terra têm que devolver alguma coisa à sociedade. Além disso, o que é arrecadado por esse imposto serve para manter as estradas ruins, em acordo com os prefeitos”* (Danza e Tulbovitz, 2015, p. 59)

Nesse sentido, é deveras importante ressaltar que o principal programa de assistência social não-contributiva do Uruguai começou há mais de 100 anos. Em 1919, foi instituído o chamado *Pensiones no contributivas por vejez e invalidez* destinado aos idosos e descapacitados. Muito embora tenha sido modificado diversas vezes, esse programa permanece sendo um dos pilares do sistema de proteção social uruguaio.

Neste sentido, nos governos do FA a base de beneficiários desse programa aumentou 27% e o valor das transferências cresceu surpreendentes 419% (Cepal, 2023). Nessa mesma toada, o salário-mínimo real avançou incríveis 300% entre 2004 e 2019 (Figura 5.5).

A despeito do Uruguai também ter se desindustrializado, tratou-se de um processo bem menos severo que o verificado no Brasil. No país platino a redução foi de apenas 0,7 p.p. na participação das manufaturas sobre o PIB no período 2004-2019 (Figura 5.6), bastante inferior à brasileira (-3,2 p.p.).

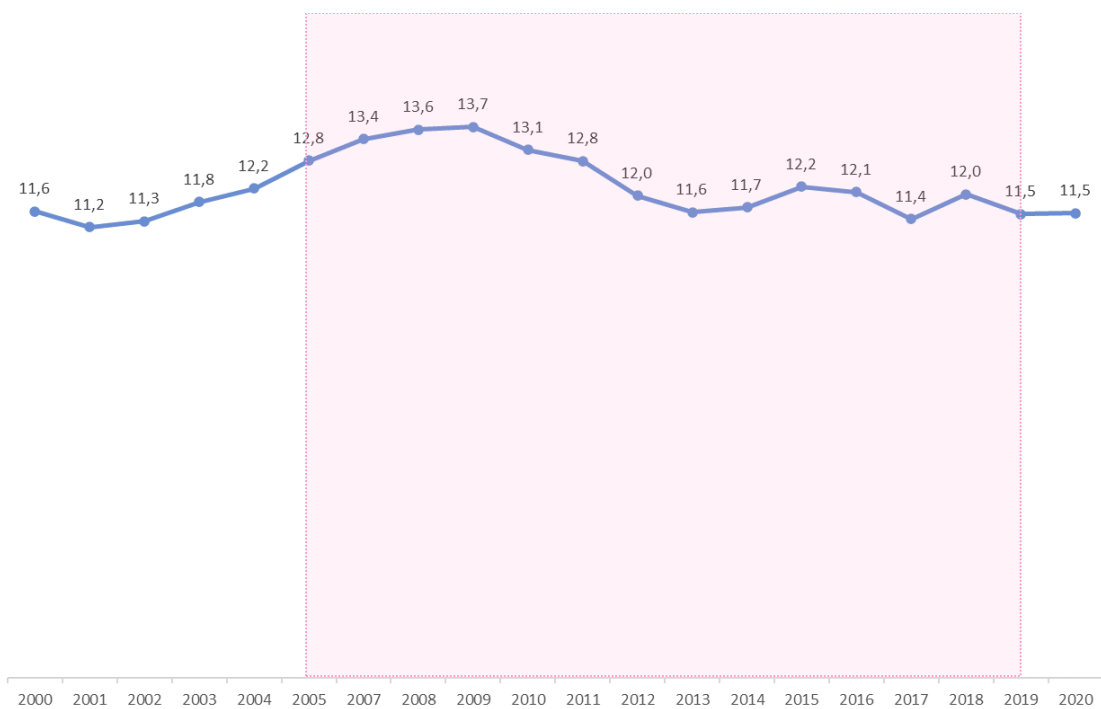
Figura 5.5: Salário mínimo real no Uruguai, 2000-2020



Notas: Número-índice do salário-mínimo real, 2000 = 100. A área sombreada mostra os anos em que o/a presidente era do FA.

Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

Figura 5.6: Indústria manufatureira como proporção do PIB no Uruguai, 2000-2020



Nota: A área sombreada mostra os anos em que o/a presidente era do FA.

Fonte: Cepal (2022). Elaboração do autor.

O acima exposto permite compreender um pouco mais acerca dos diferentes resultados verificados em termos de redução da desigualdade de renda total na América Latina. Obviamente, as características destacadas para Bolívia, Brasil e Uruguai não são automaticamente extrapoláveis para os demais países da região. Todavia, a discussão acima fornece pistas promissoras.

Em primeiro lugar está a importância da convergência ideológica entre os poderes Executivo e Legislativo. Enquanto no Brasil houve uma leve guinada à esquerda, na Bolívia e no Uruguai essa conversão foi total, já que nesses dois países a Câmara dos Deputados também guinou para a esquerda. Ademais, MAS e FA detiveram maiorias nessa casa legislativa, ao passo que o PT teve, em seu melhor momento (Lula I), apenas 17,7% do total de assentos.

Neste sentido, na Bolívia e no Uruguai os presidentes de esquerda montaram governos unipartidários, já que seus partidos eram majoritários. Já no Brasil os governos de esquerda tiveram que formar grandes e heterogêneas coalizões, haja vista a referida divergência ideológica entre o PT e a Câmara dos Deputados e, ademais, o reduzido tamanho da bancada petista e de esquerda no Legislativo. Evidentemente, governos unipartidários de esquerda - como MAS e FA - têm condições muito mais favoráveis à redistribuição de renda que governos multipartidários que abarcam partidos ideologicamente distintos - como o PT.

O segundo ponto diz respeito à estrutura produtiva. Onde houve maior mudança estrutural em prol de atividades de maior produtividade, maior foi o crescimento econômico. Nesse sentido, novamente Bolívia e Uruguai ficam de um lado e o Brasil de outro.

Não obstante, faz-se ainda necessário tecer alguns breves comentários a respeito de fatores alternativos e/ou complementares que podem estar por trás das diferentes reduções na desigualdade de renda apresentadas por Bolívia, Brasil e Uruguai.

O primeiro que vem à mente é o *boom* das commodities, aqui apreendido pelo índice de valor das exportações. As estimativas econométricas reportadas na seção A.3 do Apêndice mostram que seu efeito sobre a desigualdade de renda é bastante similar ao efeito captado pelo PIB. Assim, a avaliação simultânea de 14 países latino-americanos não indica a pertinência de se considerar explicitamente o efeito

distributivo das exportações de commodities.

Neste sentido, é possível argumentar que as vendas ao exterior de produtos primários afeta o PIB ou, alternativamente, que estas afetam as receitas tributárias e, assim, impactam a desigualdade de renda. Mais uma vez os resultados econométricos não implicam grandes ganhos em utilizar a receita ao invés do PIB (seção A.3 do Apêndice).

Todavia, as exportações e a receita tributária podem afetar a distribuição de renda de alguns países especificamente e por diferentes canais. Desta feita, verifica-se um elevado coeficiente de correlação entre receita e exportações de 0,89 na Bolívia e de 0,91 no Uruguai e, inversamente, de apenas 0,25 no Brasil. Similarmente, o coeficiente de correlação entre receita e PIB é 0,79 na Bolívia, 0,98 no Uruguai e 0,10 no Brasil.

Resta evidente, portanto, que o *boom* de commodities contribuiu para a redução da desigualdade de renda na Bolívia e no Uruguai, tanto via receita quanto por meio de seu impacto sobre o PIB.

O segundo fator diz respeito aos constrangimentos fiscais pelo lado da despesa. Diversos países da região em momentos de crise recorreram ao Fundo Monetário Internacional - FMI em busca de empréstimos e linhas de financiamento. Nestes casos a praxe foi o FMI exigir contrapartidas de controle do gasto público, o que, como visto no capítulo 1, recaiu sobre as transferências governamentais.

Por exemplo, em 2002 o Brasil firmou um acordo com FMI por meio do qual, em troca de linha de crédito de US\$ 31,4 bilhões, o país se comprometia com um *superávit* primário equivalente a 3,75% do PIB em 2003. Já em seu primeiro ano como presidente, Lula eleva voluntariamente essa meta de primário para 4,25%, como forma de asseverar aos credores e aos mercados financeiros seu compromisso com a responsabilidade fiscal (Almeida, 2014).

Muito embora seja adequado reconhecer que os acordos com FMI e com demais organismos internacionais têm implicações sobre a capacidade redistributiva dos países, é premente destacar que tal associação não é unívoca nem direta. Por exemplo, no já mencionado artigo de Huber e Stephens (2012) a variável “acordos com o Fundo Monetário Internacional” não foi significativa. Ademais, ainda que



Lula tenha se comprometido - e cumprido - as metas de resultado primário de 4,25% do PIB até 2006, o total de beneficiários do Bolsa Família cresceu quase três vezes entre 2003 e 2006, de 16,1 para 49,1 milhões de pessoas (Cepal, 2023).

Desta feita, ainda que não existam respostas simples para um problema tão complexo quanto a desigualdade de renda na América Latina, não resta dúvida de que a efetiva adoção de políticas públicas redistributivas foi muito mais fácil para Morales, Vázquez e Mujica do que para Lula e Dilma. Quando o/a presidente e os/as deputados/as conferem primazia à igualdade em um contexto de maior dinamismo econômico, há muito espaço político e fiscal para aumentar substancialmente o salário-mínimo e as políticas de proteção social. Daí entende-se porque a desigualdade de renda total caiu mais na Bolívia e no Uruguai que no Brasil durante a onda rosa.

## Capítulo 6

### Considerações finais

Nos anos 2000 houve uma significativa redução na desigualdade de renda nos países latino-americanos, a qual decorreu, entre outros fatores, da chegada dos partidos de esquerda ao poder. Muito embora existam diversas publicações a esse respeito, a literatura possui ao menos três deficiências que comprometem a adequada compreensão do binômio ideologia partidária-desigualdade: transposição de teorias eurocêntricas à realidade latino-americana, excessivo foco dado à ideologia do/a presidente e desconsideração do papel da estrutura produtiva.

A presente tese endereçou essas três lacunas por meio de uma abordagem de economia-política efetivamente latino-americana acerca da relação entre estrutura produtiva, ideologia partidária e distribuição de renda. Por meio de métodos mistos de pesquisa, procurei responder às seguintes perguntas: 1) Qual a relação entre estrutura produtiva, ideologia partidária e distribuição de renda total na América Latina nos anos 2000? 2) Por que alguns países latino-americanos governados por partidos de esquerda foram mais bem-sucedidos que outros na redução da desigualdade de renda total no período pós-2000?

O modelo teórico aqui proposto, denominado de DPI (D de desigualdade, P de produtiva e I de ideologia), foi desenvolvido em consonância com os dois componentes que formam a renda total: renda primária e transferências governamentais. A dimensão econômico-estrutural do modelo DPI trata do principal elemento do primeiro componente, qual seja, a renda do processo produtivo. Nesse sentido, a estrutura produtiva dos países latino-americanos foi aqui endereçada a partir da he-

terogeneidade estrutural da Cepal, especificamente com relação à participação da população ocupada nas atividades de baixa, intermediária e alta produtividade do trabalho.

Já a dimensão político-institucional do modelo DPI discute diretamente as transferências governamentais. Para tanto, fiz uso dos aportes da *power resource theory*, do debate que trata da força partidária do presidente e da literatura que discorre sobre o impacto da diferença ideológica do chefe do Executivo vis-à-vis a ideologia média da Câmara dos Deputados e seus efeitos no processo de elaboração de políticas públicas. Tratam-se, pois, de idiosincrasias que definem e conformam a distribuição e redistribuição de renda nos países da América Latina.

A primeira pergunta da tese foi avaliada por meio de estatísticas descritivas e de econometria de dados em painel para 14 países latino-americanos entre 2000 e 2020. Foram encontradas fortes e robustas evidências que corroboram o modelo DPI, a saber: (i) quanto mais de esquerda for a ideologia do/a presidente, (ii) quanto mais de esquerda for a ideologia média da Câmara dos Deputados, (iii) quanto menor for a parcela da população ocupada em atividades de baixa produtividade do trabalho, (iv) quanto maior for a parcela da população ocupada em atividade de intermediária produtividade do trabalho e (v) quanto maior for o tamanho da bancada de esquerda na Câmara dos Deputados, menor a desigualdade de renda total na América Latina. Esses resultados, é importante ressaltar, permaneceram válidos mesmo quando os conceitos do modelo DPI foram operacionalizados por meio de diferentes variáveis.

Já a segunda pergunta da pesquisa foi endereçada por meio de estudos de caso sob uma perspectiva histórico-institucional. As experiências boliviana, com Evo Morales do *Movimiento al Socialismo* - MAS, brasileira, com Lula e Dilma do Partido dos Trabalhadores - PT, e uruguaia, com Tabaré Vázquez e José Mujica do *Frente Amplio* - FA, foram discutidas pormenorizadamente. Ao modelo DPI foram incorporados dados de algumas políticas de proteção social, do salário-mínimo real e da participação das manufaturas no Produto Interno Bruto.

De maneira peremptória, essa análise colocou Bolívia e Uruguai, de um lado, e o Brasil, de outro. Enquanto nos governos Evo Morales, Tabaré Vázquez e de Pepe Mujica houve convergência ideológica à esquerda entre o Executivo e o Legislativo,

nos governos Lula e Dilma a Câmara dos Deputados permaneceu sendo formada majoritariamente por partidos de direita.

Similarmente, os partidos dos líderes boliviano e uruguaio sempre detiveram mais de 50% dos assentos na Câmara dos Deputados, o que lhes permitiu formar governos unipartidários com uma grande bancada de esquerda. De outra parte, o PT em seu melhor momento não chegou a deter nem 20% do total de deputados e, ademais, a bancada de esquerda sempre foi menor que 40%. Obviamente, Lula e Dilma formaram amplas e heterogêneas coalizões do ponto de vista ideológico para governar o Brasil.

Nessa mesma toada e, em larga medida, em decorrência dessas peculiaridades, Bolívia e Uruguai lograram alterar substancialmente suas respectivas estruturas produtivas. Houve uma significativa redução da população ocupada em atividades econômicas de baixa produtividade e, inversamente, um aumento em prol das atividades de produtividade mais elevada. No Brasil, por seu turno, essa alteração foi muito menor e, portanto, muito menos conducente a uma trajetória de crescimento econômico com distribuição de renda.

Portanto, o combate à desigualdade de renda foi muito mais favorável para Morales, Vázquez e Mujica do que para Lula e Dilma. Quando o/a presidente e os/as deputados/as conferem primazia à igualdade distributiva, há condições políticas para que sejam adotadas políticas públicas equalizadoras, as quais serão mais extensas quanto maior for o tamanho da bancada de esquerda. Além disso, em um contexto de maior dinamismo econômico, tem-se espaço fiscal para aumentar as despesas com políticas de proteção social, de valorização do salário-mínimo e de mudança estrutural.

Em conjunto, estes elementos permitem compreender porque a desigualdade de renda total caiu mais em alguns países - como na Bolívia e no Uruguai - do que em outros - como no Brasil - durante a onda rosa.

Deste modo, por meio de uma abordagem teórica bastante parcimoniosa é possível identificar condições mais favoráveis à redução da desigualdade de renda. Simultaneamente, foram apontados alguns mecanismos causais mais promissores visando a conformação de sociedades mais justas e igualitárias na América Latina.

A redução sustentada da desigualdade de renda na América Latina é contingente a adoção de políticas públicas redistributivas, por um lado, e de mudança estrutural em prol de atividades de maior produtividade, por outro. Esses temas são mais caros aos partidos de esquerda, sendo que onde houve convergência ideológica e força partidária nesse sentido, maior foi a redução da desigualdade. Não obstante, é imperioso que todos os governos da região tenham como objetivo principal melhorar a distribuição de renda, independentemente da coloração ideológica do/a presidente e dos parlamentares.

# Referências Bibliográficas

- Albertus, M. e Menaldo, V. (2018). *Authoritarianism and the elite origins of democracy*. Cambridge University Press.
- Almeida, P. R. d. (2014). O Brasil e o FMI desde Bretton Woods: 70 anos de história. *Revista direito GV*, 10:469–496.
- Amorim Neto, A. (2006). The presidential calculus: Executive policy making and cabinet formation in the Americas. *Comparative Political Studies*, 39(4):415–440.
- Anria, S. (2013). Social movements, party organization, and populism: insights from the Bolivian MAS. *Latin American Politics and Society*, 55(3):19–46.
- Aristóteles (1998). *Política*, volume 1. Vega.
- Arnson, C. e Perales, J. R. (2007). The ‘New Left’ and democratic governance in Latin America. *Washington DC: Woodrow Wilson Center*.
- Baker, A. e Greene, K. F. (2011). The Latin American left’s mandate: free-market policies and issue voting in new democracies. *World Politics*, 63(1):43–77.
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric analysis of panel data*, volume 6. Springer.
- Barrientos, A. (2004). Latin America: towards a liberal-informal welfare regime. *Insecurity and welfare regimes in Asia, Africa and Latin America*, pages 121–168.
- Bértola, L. e Ocampo, J. A. (2019). *O desenvolvimento econômico da América Latina desde a independência*. Alta Books Editora.
- Bobbio, N. (1995). *Direita e esquerda - razões e significados de uma distinção política*. Editora Unesp.
- Boix, C. et al. (2003). *Democracy and redistribution*. Cambridge University Press.
- Bolivia (2009). *Constitución Política del Estado de Bolivia*.

- Borges, A. (2022). Dataset of parties, elections and ideology in Latin America, 2022.
- Borges, A. e Turgeon, M. (2019). Presidential coattails in coalitional presidentialism. *Party Politics*, 25(2):192–202.
- Briggs, A. (1961). The welfare state in historical perspective. *European Journal of Sociology/Archives europeennes de sociologie*, 2(2):221–258.
- Bulmer-Thomas, V. (2003). *The economic history of Latin America since independence*. Cambridge University Press.
- Calderón, F. e Castells, M. (2021). *A nova América Latina*. Editora Schwarcz-Companhia das Letras.
- Canberra, U. N. (2011). *Canberra group handbook on household income statistics*. United Nations.
- Castañeda, J. (2006). Latin America's left turn. *Foreign Affairs*, 85:28–43.
- Cecchini, S., Robles, C., e Filgueira, F. (2014). Sistemas de protección social en América Latina y el Caribe: una perspectiva comparada.
- Cepal (2022). Cepalstat - Base de datos y publicaciones estadísticas.
- Cepal (2023). Cepalstat - Base de datos de programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe.
- Cepal, N. (2010). *A hora da igualdade: brechas por fechar, caminhos por abrir. Trigesimo terceiro período de sessões da Cepal*. Cepal.
- Cepal, N. (2012). *Structural change for equality: An integrated approach to development. Thirty-fourth session of ECLAC*. Cepal.
- Cepal, N. (2014). *Pactos para a igualdade: rumo a um futuro sustentável. Trigesimo quinto período de sessões da Cepal*. Cepal.
- Cepal, N. (2016a). *Desarrollo social inclusivo: una nueva generación de políticas para superar la pobreza y reducir la desigualdad en América Latina y el Caribe*. Cepal.
- Cepal, N. (2016b). *Horizontes 2030: la igualdad en el centro del desarrollo sostenible. Trigesimo sexto período de sesiones de la Cepal*. Cepal.
- Cepal, N. (2018a). *La ineficiencia de la desigualdad. Trigesimo séptimo período de sesiones de la Cepal*. Cepal.

- Cepal, N. (2018b). *Medición de la pobreza por ingresos: actualización metodológica y resultados*. Cepal.
- Cepal, N. (2020). *Construir un nuevo futuro: una recuperación transformadora con igualdad y sostenibilidad. Trigésimo octavo período de sesiones de la Cepal*. Cepal.
- Cepal, N. (2021). *Panorama Social da América Latina 2020*. Cepal.
- CEQ (2021). CEQ Standard Indicators, 2021.
- Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., e Zucman, G. (2021). World inequality report 2022.
- Cheibub, J. A., Przeworski, A., e Saiegh, S. M. (2004). Government coalitions and legislative success under presidentialism and parliamentarism. *British Journal of Political Science*, 34(4):565–587.
- Chomsky, N. (2017). *Réquiem para o sonho americano: os dez princípios de concentração de renda e poder*. Editora Bertrand Brasil.
- Cimoli, M., Porcile, G., Martins, A., e Sossdorf, F. (2017). Productivity, social expenditure and income distribution in Latin America. *Brazilian Journal of Political Economy*, 37:660–679.
- Cobham, A. e Sumner, A. (2013). Is it all about the tails? the Palma measure of income inequality. *Center for Global Development working paper*, (343).
- Cobham, A. e Sumner, A. (2014). Is inequality all about the tails?: The Palma measure of income inequality. *Significance*, 11(1):10–13.
- Collier, R. B. e Collier, D. (2002). *Shaping the political arena: Critical junctures, the labor movement, and regime dynamics in Latin America*. University of Notre Dame Press.
- Colomer, J. M. e Negretto, G. L. (2005). Can presidentialism work like parliamentarism? 1. *Government and Opposition*, 40(1):60–89.
- Coppedge, M., Gerring, J., Knutsen, C. H., Lindberg, S. I., Teorell, J., Alizada, N., Altman, D., Bernhard, M., Cornell, A., Fish, M. S., Gastaldi, L., Gjerløw, H., Glynn, A., Hicken, A., Hindle, G., Ilchenko, N., Krusell, J., Lührmann, A., Maerz, S. F., Marquardt, K. L., McMann, K., Mechkova, V., Medzihorsky, J., Paxton, P., Pemstein, D., Pernes, J., von Römer, J., Seim, B., Sigman, R., Skaaning, S.-E., Staton, J., Sundström, A., Tzelgov, E., Wang, Y.-t., Wig, T., Wilson, S., e Ziblatt, D. (2021). V-dem country-year dataset v11.1.



- Cornia, G. A. (2010). Income distribution under Latin America's new left regimes. *Journal of human development and capabilities*, 11(1):85–114.
- Cox, G. W. e Morgenstern, S. (2002). Epilogue: Latin America's reactive assemblies and proactive presidents. In: *Legislative politics in Latin America*. Cambridge University Press.
- Danza, A. e Tulbovitz, E. (2015). Uma ovelha negra no poder: confissões e intimidades de Pepe Mujica. *Rio de Janeiro/RJ: Bertrand Brasil*.
- De Ferranti, D. M. (2004). *Inequality in Latin America: breaking with history?* World Bank publications.
- Devereux, S. e Sabates-Wheeler, R. (2004). Transformative social protection.
- Engerman, S. L. e Sokoloff, K. L. (2002). Factor endowments, inequality, and paths of development among new world economics.
- Esping-Andersen, G. (1990a). The three political economies of the welfare state. *International journal of sociology*, 20(3):92–123.
- Esping-Andersen, G. (1990b). *The three worlds of welfare capitalism*. Princeton University Press.
- Esping-Andersen, G. (1996). *Welfare states in transition: National adaptations in global economies*. Sage.
- Faguet, J.-P. (2014). Can subnational autonomy strengthen democracy in Bolivia? *Publius: The Journal of Federalism*, 44(1):51–81.
- Faguet, J.-P. (2019). Revolution from below: Cleavage displacement and the collapse of elite politics in Bolivia. *Politics & Society*, 47(2):205–250.
- Fernandes, I. F. (2014). *A democracia reduz a desigualdade econômica*. PhD thesis, JSTOR.
- Figueiredo, A. C., Canello, J., e Vieira, M. (2012). Governos minoritários no presidencialismo latino-americano: determinantes institucionais e políticos. *Dados*, 55:839–875.
- Flyvbjerg, B. (2011). Case study. *The Sage handbook of qualitative research*, 4:301–316.

- Freitas, R. M. e Sátyro, N. G. D. (2019). Dos décadas de cambios en el escenario político y partidario de Bolivia: el lugar del MAS y de los demás. *Revista Sul-Americana de Ciência Política*, 5(2):257–280.
- Furtado, C. (1992). *Brasil: a construção interrompida*. Paz e Terra Rio de Janeiro.
- Gadea, C. A. (2017). El estado y la izquierda política en el Uruguay: La recuperación de la “matriz institucional”. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 33.
- Gallagher, M. e Hanson, J. K. (2009). Coalitions, carrots, and sticks: economic inequality and authoritarian states. *PS: Political Science & Politics*, 42(4):667–672.
- Goldfrank, B. (2011). The left and participatory democracy - Brazil, Uruguay, and Venezuela. In: *The resurgence of the Latin American left*, pages 162–183. JHU Press.
- Gonzalez, M. (2019). *The ebb of the Pink Tide: the decline of the left in Latin America*. Pluto.
- Haggard, S. e Kaufman, R. R. (2008). *Development, democracy, and welfare states - Latin America, East Asia, and Eastern Europe*. Princeton University Press.
- Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., e Hidalgo, C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World development*, 93:75–93.
- Hausmann, R. e Hidalgo, C. (2014). The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity, vol. 1.
- Hicks, A. (1999). *Social democracy and welfare capitalism*. Cornell University Press.
- Hidalgo, C. A. e Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the national academy of sciences*, 106(26):10570–10575.
- Hoffmann, R. (2020). Desigualdade de renda no Brasil, 1995-2019: diversas distribuições e o impacto do desemprego. *RBEST Revista Brasileira de Economia Social e do Trabalho*, 2.
- Huber, E., Nielsen, F., Pribble, J., e Stephens, J. D. (2006). Politics and inequality in latin america and the caribbean. *American Sociological Review*, 71(6):943–963.
- Huber, E. e Stephens, J. D. (2010). *Development and crisis of the welfare state*. University of Chicago press.

- Huber, E. e Stephens, J. D. (2012). *Democracy and the left: Social policy and inequality in Latin America*. University of Chicago Press.
- Hunter, W. (2010). *The Transformation of the Workers' Party in Brazil, 1989–2009*. Cambridge University Press.
- Huntington, S. P. (1991). *The third wave: Democratization in the late twentieth century*, volume 4. University of Oklahoma press.
- ISPA (2022). Core diagnostic instrument (codi) - inter agency social protection assessments.
- Keefer, P. (2009). Inequality, collective action, and democratization. *PS: Political Science & Politics*, 42(4):661–666.
- Klein, H. S. (2016). *Historia mínima de Bolivia*. El Colegio de Mexico AC.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1):1–28.
- Lanzaro, J. (2011). Uruguay: A social democratic government in Latin America. *The resurgence of the Latin American left*, pages 348–374.
- Lazarte, J. (2005). Bolivia.
- Levitsky, S. e Roberts, K. M. (2011). Latin america's "left turn" - a framework for analysis. In: *The resurgence of the Latin American left*, pages 1–28. JHU Press.
- Linz, J. J. (1994). Presidential or parliamentary democracy: Does it make a difference? In: *The Crisis of Presidential Democracy: The Latin American Evidence*. The Johns Hopkins University Press.
- Loewe, M. e Schüring, E. (2021). Introduction to the handbook on social protection systems. In: *Handbook on Social Protection Systems*. Edward Elgar Publishing.
- Lopez, M. (2018). States, elites, and inequality in latin america. *Sociology Compass*, 12(8):e12598.
- López-Calva, L. F. e Lustig, N. C. (2010). *Declining inequality in Latin America: A decade of progress?* Brookings Institution Press.
- Luna, J. P. (2007). Frente Amplio and the crafting of a social democratic alternative in Uruguay. *Latin American Politics and Society*, 49(4):1–30.

- Lustig, N. (2009). Poverty, inequality and the new left in Latin America. *Washington, DC, Woodrow Wilson Center for International Scholars, Latin American Program.*
- Lustig, N. (2018). *Commitment to equity handbook: Estimating the impact of fiscal policy on inequality and poverty.* Brookings Institution Press.
- Lustig, N. e McLeod, D. (2009). Are latin america's new left regimes reducing inequality faster? *Washington, DC, Woodrow Wilson Center for International Scholars, Latin American Program.*
- Mainwaring, S. e Shugart, M. S. (1997a). Juan linz, presidentialism, and democracy: a critical appraisal. *Comparative Politics*, pages 449–471.
- Mainwaring, S. e Shugart, M. S. (1997b). *Presidentialism and democracy in Latin America.* Cambridge Univ Pr.
- Mariscal, J. P. R., Tapia, Á. C., Ballivián, J. A. P., et al. (2019). Determinantes del desarrollo industrial y políticas de desarrollo productivo en Bolivia. Technical report, Banco Central de Bolivia.
- Maurizio, R. (2014). El impacto distributivo del salario mínimo en la Argentina, el Brasil, Chile y el Uruguay.
- McLeod, D., Lustig, N., et al. (2011). Inequality and poverty under Latin America's new left regimes. *Society for the Study of Economic Inequality Working Paper Series WP*, 208.
- Medeiros, M. (2012). *Medidas de desigualdade e pobreza.* Editora Universidade de Brasília Brasília.
- Medeiros, M. e Souza, P. H. G. F. d. (2016). A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012: resultados adicionais. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).*
- Medeiros, M., Souza, P. H. G. F. d., e Castro, F. d. (2015). A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. *Ciência & Saúde Coletiva*, 20:971–986.
- Meltzer, A. H. e Richard, S. F. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of political Economy*, 89(5):914–927.
- Mesa-Lago, C. (1991). Social security in Latin America and the Caribbean: a comparative assessment. In: *Social security in developing countries*, pages 357–393. Oxford University Press Oxford.

- Negretto, G. L. (2006). Minority presidents and democratic performance in Latin America. *Latin American Politics and Society*, 48(3):63–92.
- OCDE (2022). OECD income distribution database (idd), 22 feb 2022.
- OIT, O. I. d. T. (2021). *World Social Protection Report 2020-22: Social protection at the crossroads - in pursuit of a better future*. International Labour Office Geneva.
- Panizza, F. (2005). Unarmed utopia revisited: the resurgence of left-of-centre politics in Latin America. *Political studies*, 53(4):716–734.
- Pereira, C., Bertholini, F., e Melo, M. (2022). ‘Congruent We Govern’: Cost of governance in multiparty presidentialism. *Government and Opposition*, pages 1–19.
- Pierson, P. (1995). Fragmented welfare states: Federal institutions and the development of social policy. *Governance*, 8(4):449–478.
- Pierson, P. (2011). Politics in time. In: *Politics in Time*. Princeton University Press.
- Piketty, T. (2014). *O capital no século XXI*. Editora Intrínseca.
- Pinto, A. (2000). Natureza e implicações da “heterogeneidade estrutural” da América Latina. In: *Cinquenta anos de pensamento na Cepal*, pages 567–588. Record/Cepal.
- Prado, M. L. e Pellegrino, G. (2014). *História da América Latina*. Contexto.
- Prebisch, R. (1963). Hacia una dinámica del desarrollo latinoamericano: con un apéndice sobre el falso dilema entre desarrollo económico y estabilidad monetaria .
- Prebisch, R. (2000). O desenvolvimento econômico da América Latina e alguns de seus problemas principais. In: *Cinquenta anos de pensamento na Cepal*, pages 69–136. Record/Cepal.
- Pribble, J., Huber, E., e Stephens, J. D. (2009). Politics, policies, and poverty in Latin America. *Comparative Politics*, 41(4):387–407.
- Przeworski, A. (1986). *Capitalism and social democracy*. Cambridge University Press.

- Przeworski, A., Alvarez, R. M., Alvarez, M. E., Cheibub, J. A., Limongi, F., Neto, F. P. L., et al. (2000). *Democracy and development: Political institutions and well-being in the world, 1950-1990*. Number 3. Cambridge University Press.
- Ribeiro, D. (1976[2017]a). A América Latina existe? In: *América Latina: a pátria grande*. Editora Global.
- Ribeiro, D. (1985[2017]b). A civilização emergente. In: *América Latina: a pátria grande*. Editora Global.
- Ricardo, D. (2018). *Princípios de economia política e tributação*. LeBooks Editora.
- Roberts, K., Bethell, L., e Mayorga, R. A. (2007). Conceptual and historical perspectives. In: *The 'new left' and democratic governance in Latin America*, pages 10–23. Washington DC: Woodrow Wilson Center.
- Roberts, K. M. (2008). Is social democracy possible in Latin America? *Nueva Sociedad*, 217(9-10):70–86.
- Roberts, K. M. (2014). The politics of inequality and redistribution in latin america's post-adjustment era. *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*, pages 50–71.
- Rodrik, D. (2007). *One economics, many recipes*. Princeton university press.
- Rodrik, D. (2016). Premature deindustrialization. *Journal of economic growth*, 21:1–33.
- Rodríguez, O. (2006). Estruturalismo latino-americano, cepal.
- Samuels, D. (2008). A evolução do petismo (2002-2008). *Opinião Pública*, 14:302–318.
- Sartori, G. (1970). Concept misformation in comparative politics. *American political science review*, 64(4):1033–1053.
- Schüring, E. (2021). Social transfers. In: *Handbook on Social Protection Systems*. Edward Elgar Publishing.
- Seawright, J. e Gerring, J. (2008). Case selection techniques in case study research: A menu of qualitative and quantitative options. *Political research quarterly*, 61(2):294–308.
- Secco, L. (2011). *História do PT, 1978-2010*. Ateliê Editorial.

- Segura-Ubiergo, A. (2007). *The political economy of the welfare state in Latin America: globalization, democracy, and development*. Cambridge University Press.
- Shugart, M. S., Carey, J. M., et al. (1992). *Presidents and assemblies: Constitutional design and electoral dynamics*. Cambridge University Press.
- Souza, P. H., Osorio, R. G., Paiva, L. H., e Soares, S. (2019). Os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a pobreza e a desigualdade: um balanço dos primeiros quinze anos. Technical report, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Ipea.
- Stampini, M. e Tornarolli, L. (2012). The growth of conditional cash transfers in Latin America and the Caribbean: did they go too far? Technical report, IZA Policy Paper.
- Stiglitz, J. (2012). *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*. W. W. Norton Company.
- Tromben, V. (2016). Gasto social y ciclo económico en América Latina y el Caribe. *Serie Políticas Sociales*, (219).
- Williamson, J. (1990). What Washington means by policy reform. *Latin American adjustment: How much has happened*, 1:90–120.

# Apêndice A

## Apêndice

A presente tese foi escrita em LaTeX por meio do Overleaf, versão online e gratuita.

Os modelos de regressão foram rodados no R, versão RStudio 2022.07.2+576 "Spotted Wakerobin" Release (e7373ef832b49b2a9b88162cfe7eac5f22c40b34, 2022-09-06) for Windows Mozilla/5.0 (Windows NT 10.0; Win64; x64) AppleWebKit/537.36 (KHTML, like Gecko) QtWebEngine/5.12.8 Chrome/69.0.3497.128 Safari/537.36. Foram utilizadas as rotinas `plm`, `lmtest` e `stargazer`.

A sigla das variáveis utilizadas nas regressões são: `gini` = índice de Gini; `palma` = razão de Palma; `theil` = índice de Theil; `pre` = ideologia partidária do/a presidente; `dep` = ideologia média da Câmara dos Deputados; `alt` = população ocupada em atividades de alta produtividade; `int` = população ocupada em atividades de intermediária produtividade; `bai` = população ocupada em atividades de baixa produtividade; `esq` = tamanho do bancada de esquerda na Câmara dos Deputados; `pib` = produto interno bruto.

Por questões de espaço, as rotinas feitas com as medidas de controle alternativas ao PIB, quais sejam, receita como proporção do PIB e índice de valor das exportações, não estão aqui reportadas. Neste sentido, o leitor interessado pode facilmente substituir “`pib`” pelo nome correspondente da variável de controle na rotina abaixo.

### A.1 Rotinas de R

```
library(plm)
```

```
library(stargazer)
```

```
library(lmtest)
```



```
base.tese.GBRL <- read.csv2("C:/Users/gabri/OneDrive/Doutorado/IPOL/0 Pesquisa/Tese/Econometria/base.tese.GBRL.csv")
```

```
is.data.frame(base.tese.GBRL)
```

```
base.tese.GBRL.p <- pdata.frame(base.tese.GBRL, index = c("country_code", "year"))
```

## MODELOS MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS

```
po.gini.alt.pre.esq.pib <- plm(gini alt + pre + esq + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,  
model = "pooling")
```

```
po.gini.bai.pre.esq.pib <- plm(gini bai + pre + esq + pib + factor(year), data =  
base.tese.GBRL.p, model = "pooling")
```

```
po.gini.int.pre.esq.pib <- plm(gini int + pre + esq + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,  
model = "pooling")
```

```
po.palma.alt.pre.esq.pib <- plm(palma alt + pre + esq + pib + factor(year), data =  
base.tese.GBRL.p, model = "pooling")
```

```
po.palma.bai.pre.esq.pib <- plm(palma bai + pre + esq + pib + factor(year), data =  
base.tese.GBRL.p, model = "pooling")
```

```
po.palma.int.pre.esq.pib <- plm(palma int + pre + esq + pib + factor(year), data =  
base.tese.GBRL.p, model = "pooling")
```

```
po.theil.alt.pre.esq.pib <- plm(theil alt + pre + esq + pib + factor(year), data =  
base.tese.GBRL.p, model = "pooling")
```

```
po.theil.bai.pre.esq.pib <- plm(theil bai + pre + esq + pib + factor(year), data =  
base.tese.GBRL.p, model = "pooling")
```

```
po.theil.int.pre.esq.pib <- plm(theil int + pre + esq + pib + factor(year), data =  
base.tese.GBRL.p, model = "pooling")
```

```
po.gini.alt.dep.pib <- plm(gini alt + dep + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,  
model = "pooling")
```

```
po.gini.bai.dep.pib <- plm(gini bai + dep + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,  
model = "pooling")
```

```
po.gini.int.dep.pib <- plm(gini int + dep + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,  
model = "pooling")
```

```
po.palma.alt.dep.pib <- plm(palma alt + dep + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,  
model = "pooling")
```

```
po.palma.bai.dep.pib <- plm(palma bai + dep + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,  
model = "pooling")
```

```
po.palma.int.dep.pib <- plm(palma int + dep + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,  
model = "pooling")
```

```
po.theil.alt.dep.pib <- plm(theil alt + dep + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
```

```

model = "pooling")
po.theil.bai.dep.pib <- plm(theil bai + dep + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
model = "pooling")
po.theil.int.dep.pib <- plm(theil int + dep + pib + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
model = "pooling")

```

### MODELOS EFEITOS FIXOS SEM EFEITO TEMPORAL

```

fe.gini.alt.pre.esq.pib <- plm(gini alt + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model
= "within")
fe.gini.bai.pre.esq.pib <- plm(gini bai + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
model = "within")
fe.gini.int.pre.esq.pib <- plm(gini int + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model
= "within")
fe.palma.alt.pre.esq.pib <- plm(palma alt + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
model = "within")
fe.palma.bai.pre.esq.pib <- plm(palma bai + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
model = "within")
fe.palma.int.pre.esq.pib <- plm(palma int + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
model = "within")
fe.theil.alt.pre.esq.pib <- plm(theil alt + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
model = "within")
fe.theil.bai.pre.esq.pib <- plm(theil bai + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
model = "within")
fe.theil.int.pre.esq.pib <- plm(theil int + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
model = "within")
fe.gini.alt.dep.pib <- plm(gini alt + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model =
"within")
fe.gini.bai.dep.pib <- plm(gini bai + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model =
"within")
fe.gini.int.dep.pib <- plm(gini int + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model =
"within")
fe.palma.alt.dep.pib <- plm(palma alt + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model =
"within")
fe.palma.bai.dep.pib <- plm(palma bai + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model =
"within")
fe.palma.int.dep.pib <- plm(palma int + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model =
"within")
fe.theil.alt.dep.pib <- plm(theil alt + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model =
"within")
fe.theil.bai.dep.pib <- plm(theil bai + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model =

```

```
"within")
fe.theil.int.dep.pib <- plm(theil int + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model =
"within")
```

### MODELOS EFEITOS FIXOS COM EFEITO TEMPORAL

```
fe.t.gini.alt.pre.esq.pib <- plm(gini alt + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
effect = "twoways", model = "within")
fe.t.gini.bai.pre.esq.pib <- plm(gini bai + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
effect = "twoways", model = "within")
fe.t.gini.int.pre.esq.pib <- plm(gini int + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
effect = "twoways", model = "within")
fe.t.palma.alt.pre.esq.pib <- plm(palma alt + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
effect = "twoways", model = "within")
fe.t.palma.bai.pre.esq.pib <- plm(palma bai + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
effect = "twoways", model = "within")
fe.t.palma.int.pre.esq.pib <- plm(palma int + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
effect = "twoways", model = "within")
fe.t.theil.alt.pre.esq.pib <- plm(theil alt + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
effect = "twoways", model = "within")
fe.t.theil.bai.pre.esq.pib <- plm(theil bai + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
effect = "twoways", model = "within")
fe.t.theil.int.pre.esq.pib <- plm(theil int + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p,
effect = "twoways", model = "within")
fe.t.gini.alt.dep.pib <- plm(gini alt + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, effect =
"twoways", model = "within")
fe.t.gini.bai.dep.pib <- plm(gini bai + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, effect =
"twoways", model = "within")
fe.t.gini.int.dep.pib <- plm(gini int + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, effect =
"twoways", model = "within")
fe.t.palma.alt.dep.pib <- plm(palma alt + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, effect =
"twoways", model = "within")
fe.t.palma.bai.dep.pib <- plm(palma bai + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, effect
= "twoways", model = "within")
fe.t.palma.int.dep.pib <- plm(palma int + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, effect =
"twoways", model = "within")
fe.t.theil.alt.dep.pib <- plm(theil alt + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, effect =
"twoways", model = "within")
fe.t.theil.bai.dep.pib <- plm(theil bai + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, effect =
"twoways", model = "within")
fe.t.theil.int.dep.pib <- plm(theil int + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, effect =
```

```
"twoways", model = "within")
```

### MODELOS EFEITOS ALEATÓRIOS

```
re.gini.alt.pre.esq.pib <- plm(gini alt + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.gini.bai.pre.esq.pib <- plm(gini bai + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.gini.int.pre.esq.pib <- plm(gini int + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.palma.alt.pre.esq.pib <- plm(palma alt + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.palma.bai.pre.esq.pib <- plm(palma bai + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.palma.int.pre.esq.pib <- plm(palma int + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.theil.alt.pre.esq.pib <- plm(theil alt + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.theil.bai.pre.esq.pib <- plm(theil bai + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.theil.int.pre.esq.pib <- plm(theil int + pre + esq + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.gini.alt.dep.pib <- plm(gini alt + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.gini.bai.dep.pib <- plm(gini bai + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.gini.int.dep.pib <- plm(gini int + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.palma.alt.dep.pib <- plm(palma alt + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.palma.bai.dep.pib <- plm(palma bai + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.palma.int.dep.pib <- plm(palma int + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.theil.alt.dep.pib <- plm(theil alt + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.theil.bai.dep.pib <- plm(theil bai + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

```
re.theil.int.dep.pib <- plm(theil int + dep + pib, data = base.tese.GBRL.p, model = "random")
```

### TESTE PARA EFEITOS FIXOS COM EFEITO TEMPORAL

pFtest(fe.t.gini.alt.pre.esq.pib, fe.gini.alt.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib, fe.gini.bai.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.gini.int.pre.esq.pib, fe.gini.int.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.palma.alt.pre.esq.pib, fe.palma.alt.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib, fe.palma.bai.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.palma.int.pre.esq.pib, fe.palma.int.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.theil.alt.pre.esq.pib, fe.theil.alt.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib, fe.theil.bai.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.theil.int.pre.esq.pib, fe.theil.int.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.gini.alt.dep.pib, fe.gini.alt.dep.pib)  
pFtest(fe.t.gini.bai.dep.pib, fe.gini.bai.dep.pib)  
pFtest(fe.t.gini.int.dep.pib, fe.gini.int.dep.pib)  
pFtest(fe.t.palma.alt.dep.pib, fe.palma.alt.dep.pib)  
pFtest(fe.t.palma.bai.dep.pib, fe.palma.bai.dep.pib)  
pFtest(fe.t.palma.int.dep.pib, fe.palma.int.dep.pib)  
pFtest(fe.t.theil.alt.dep.pib, fe.theil.alt.dep.pib)  
pFtest(fe.t.theil.bai.dep.pib, fe.theil.bai.dep.pib)  
pFtest(fe.t.theil.int.dep.pib, fe.theil.int.dep.pib)

### TESTE EFEITOS FIXOS X MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS

pFtest(fe.t.gini.alt.pre.esq.pib, po.gini.alt.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib, po.gini.bai.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.gini.int.pre.esq.pib, po.gini.int.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.palma.alt.pre.esq.pib, po.palma.alt.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib, po.palma.bai.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.palma.int.pre.esq.pib, po.palma.int.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.theil.alt.pre.esq.pib, po.theil.alt.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib, po.theil.bai.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.theil.int.pre.esq.pib, po.theil.int.pre.esq.pib)  
pFtest(fe.t.gini.alt.dep.pib, po.gini.alt.dep.pib)  
pFtest(fe.t.gini.bai.dep.pib, po.gini.bai.dep.pib)  
pFtest(fe.t.gini.int.dep.pib, po.gini.int.dep.pib)  
pFtest(fe.t.palma.alt.dep.pib, po.palma.alt.dep.pib)  
pFtest(fe.t.palma.bai.dep.pib, po.palma.bai.dep.pib)  
pFtest(fe.t.palma.int.dep.pib, po.palma.int.dep.pib)  
pFtest(fe.t.theil.alt.dep.pib, po.theil.alt.dep.pib)  
pFtest(fe.t.theil.bai.dep.pib, po.theil.bai.dep.pib)  
pFtest(fe.t.theil.int.dep.pib, po.theil.int.dep.pib)

## TESTE EFEITOS ALEATÓRIOS X EFEITOS FIXOS COM EFEITO TEMPORAL

```
pFtest(fe.t.gini.alt.pre.esq.pib, re.gini.alt.pre.esq.pib)
pFtest(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib, re.gini.bai.pre.esq.pib)
pFtest(fe.t.gini.int.pre.esq.pib, re.gini.int.pre.esq.pib)
pFtest(fe.t.palma.alt.pre.esq.pib, re.palma.alt.pre.esq.pib)
pFtest(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib, re.palma.bai.pre.esq.pib)
pFtest(fe.t.palma.int.pre.esq.pib, re.palma.int.pre.esq.pib)
pFtest(fe.t.theil.alt.pre.esq.pib, re.theil.alt.pre.esq.pib)
pFtest(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib, re.theil.bai.pre.esq.pib)
pFtest(fe.t.theil.int.pre.esq.pib, re.theil.int.pre.esq.pib)
pFtest(fe.t.gini.alt.dep.pib, re.gini.alt.dep.pib)
pFtest(fe.t.gini.bai.dep.pib, re.gini.bai.dep.pib)
pFtest(fe.t.gini.int.dep.pib, re.gini.int.dep.pib)
pFtest(fe.t.palma.alt.dep.pib, re.palma.alt.dep.pib)
pFtest(fe.t.palma.bai.dep.pib, re.palma.bai.dep.pib)
pFtest(fe.t.palma.int.dep.pib, re.palma.int.dep.pib)
pFtest(fe.t.theil.alt.dep.pib, re.theil.alt.dep.pib)
pFtest(fe.t.theil.bai.dep.pib, re.theil.bai.dep.pib)
pFtest(fe.t.theil.int.dep.pib, re.theil.int.dep.pib)
```

## TESTE HETEROCEDASTICIDADE

```
bptest(gini alt + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(gini bai + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(gini int + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(palma alt + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(palma bai + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(palma int + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(theil alt + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(theil bai + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(theil int + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
```

```

bptest(gini alt + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(gini bai + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(gini int + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(palma alt + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(palma bai + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(palma int + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(theil alt + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(theil bai + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
bptest(theil int + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")

```

### TESTE CORRELAÇÃO SERIAL

```

pbgtest(fe.t.gini.alt.pre.esq.pib)
pbgtest(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib)
pbgtest(fe.t.gini.int.pre.esq.pib)
pbgtest(fe.t.palma.alt.pre.esq.pib)
pbgtest(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib)
pbgtest(fe.t.palma.int.pre.esq.pib)
pbgtest(fe.t.theil.alt.pre.esq.pib)
pbgtest(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib)
pbgtest(fe.t.theil.int.pre.esq.pib)
pbgtest(fe.t.gini.alt.dep.pib)
pbgtest(fe.t.gini.bai.dep.pib)
pbgtest(fe.t.gini.int.dep.pib)
pbgtest(fe.t.palma.alt.dep.pib)
pbgtest(fe.t.palma.bai.dep.pib)
pbgtest(fe.t.palma.int.dep.pib)
pbgtest(fe.t.theil.alt.dep.pib)
pbgtest(fe.t.theil.bai.dep.pib)
pbgtest(fe.t.theil.int.dep.pib)

```

## MATRIZES ROBUSTAS DE COVARIÂNCIA

```
cov.fe.t.gini.alt.pre.esq.pib <- vcovHC(fe.t.gini.alt.pre.esq.pib, method="arellano")
cov.fe.t.gini.bai.pre.esq.pib <- vcovHC(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib, method="arellano")
cov.fe.t.gini.int.pre.esq.pib <- vcovHC(fe.t.gini.int.pre.esq.pib, method="arellano")
cov.fe.t.palma.alt.pre.esq.pib <- vcovHC(fe.t.palma.alt.pre.esq.pib, method="arellano")
cov.fe.t.palma.bai.pre.esq.pib <- vcovHC(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib, method="arellano")
cov.fe.t.palma.int.pre.esq.pib <- vcovHC(fe.t.palma.int.pre.esq.pib, method="arellano")
cov.fe.t.theil.alt.pre.esq.pib <- vcovHC(fe.t.theil.alt.pre.esq.pib, method="arellano")
cov.fe.t.theil.bai.pre.esq.pib <- vcovHC(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib, method="arellano")
cov.fe.t.theil.int.pre.esq.pib <- vcovHC(fe.t.theil.int.pre.esq.pib, method="white1")
cov.fe.t.gini.alt.dep.pib <- vcovHC(fe.t.gini.alt.dep.pib, method="arellano")
cov.fe.t.gini.bai.dep.pib <- vcovHC(fe.t.gini.bai.dep.pib, method="arellano")
cov.fe.t.gini.int.dep.pib <- vcovHC(fe.t.gini.int.dep.pib, method="arellano")
cov.fe.t.palma.alt.dep.pib <- vcovHC(fe.t.palma.alt.dep.pib)
cov.fe.t.palma.bai.dep.pib <- vcovHC(fe.t.palma.bai.dep.pib, method="arellano")
cov.fe.t.palma.int.dep.pib <- vcovHC(fe.t.palma.int.dep.pib, method="arellano")
cov.fe.t.theil.alt.dep.pib <- vcovHC(fe.t.theil.alt.dep.pib, method="arellano")
cov.fe.t.theil.bai.dep.pib <- vcovHC(fe.t.theil.bai.dep.pib, method="arellano")
cov.fe.t.theil.int.dep.pib <- vcovHC(fe.t.theil.int.dep.pib, method="white1")
robust.se.fe.t.gini.alt.pre.esq.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.gini.alt.pre.esq.pib))
robust.se.fe.t.gini.bai.pre.esq.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.gini.bai.pre.esq.pib))
robust.se.fe.t.gini.int.pre.esq.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.gini.int.pre.esq.pib))
robust.se.fe.t.palma.alt.pre.esq.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.palma.alt.pre.esq.pib))
robust.se.fe.t.palma.bai.pre.esq.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.palma.bai.pre.esq.pib))
robust.se.fe.t.palma.int.pre.esq.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.palma.int.pre.esq.pib))
robust.se.fe.t.theil.alt.pre.esq.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.theil.alt.pre.esq.pib))
robust.se.fe.t.theil.bai.pre.esq.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.theil.bai.pre.esq.pib))
robust.se.fe.t.theil.int.pre.esq.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.theil.int.pre.esq.pib))
robust.se.fe.t.gini.alt.dep.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.gini.alt.dep.pib))
robust.se.fe.t.gini.bai.dep.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.gini.bai.dep.pib))
robust.se.fe.t.gini.int.dep.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.gini.int.dep.pib))
robust.se.fe.t.palma.alt.dep.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.palma.alt.dep.pib))
robust.se.fe.t.palma.bai.dep.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.palma.bai.dep.pib))
robust.se.fe.t.palma.int.dep.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.palma.int.dep.pib))
robust.se.fe.t.theil.alt.dep.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.theil.alt.dep.pib))
robust.se.fe.t.theil.bai.dep.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.theil.bai.dep.pib))
robust.se.fe.t.theil.int.dep.pib <- sqrt(diag(cov.fe.t.theil.int.dep.pib))
```

## TABELAS IDEOLOGIA PRESIDENTE

```
stargazer(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib, fe.t.gini.int.pre.esq.pib, fe.t.gini.alt.pre.esq.pib, type="latex",
```



```
se = list(robust.se.fe.t.gini.bai.pre.esq.pib, robust.se.fe.t.gini.int.pre.esq.pib, robust.se.fe.t.gini.alt.pre.esq.pib)
title="Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia
presidencial", keep = c("bai", "int", "alt", "pre", "esq", "pib"), dep.var.labels=c("Gini"),
covariate.labels=c("Pop. ocup. baixa","Pop. ocup. intermediária","Pop. ocup. alta","Ideologia
presidencial", "Bancada de esquerda", "PIB"), no.space = TRUE, decimal.mark = ",", df
= FALSE)
```

```
stargazer(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib, fe.t.palma.int.pre.esq.pib, fe.t.palma.alt.pre.esq.pib, type="latex",
se = list(robust.se.fe.t.palma.bai.pre.esq.pib, robust.se.fe.t.palma.int.pre.esq.pib, robust.se.fe.t.palma.alt.pre.esq.pib)
title="Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia
presidencial", keep = c("bai", "int", "alt", "pre", "esq", "pib"), dep.var.labels=c("Palma"),
covariate.labels=c("Pop. ocup. baixa","Pop. ocup. intermediária","Pop. ocup. alta","Ideologia
presidencial", "Bancada de esquerda", "PIB"), no.space = TRUE, decimal.mark = ",", df
= FALSE)
```

```
stargazer(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib, fe.t.theil.int.pre.esq.pib, fe.t.theil.alt.pre.esq.pib, type="latex",
se = list(robust.se.fe.t.theil.bai.pre.esq.pib, robust.se.fe.t.theil.int.pre.esq.pib, robust.se.fe.t.theil.alt.pre.esq.pib)
title="Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia
presidencial", keep = c("bai", "int", "alt", "pre", "esq", "pib"), dep.var.labels=c("Theil"),
covariate.labels=c("Pop. ocup. baixa","Pop. ocup. intermediária","Pop. ocup. alta","Ideologia
presidencial", "Bancada de esquerda", "PIB"), no.space = TRUE, decimal.mark = ",", df
= FALSE)
```

### **TABELAS IDEOLOGIA MÉDIA CÂMARA DOS DEPUTADOS**

```
stargazer(fe.t.gini.bai.dep.pib, fe.t.gini.int.dep.pib, fe.t.gini.alt.dep.pib, type="latex", se =
list(robust.se.fe.t.gini.bai.dep.pib, robust.se.fe.t.gini.int.dep.pib, robust.se.fe.t.gini.alt.dep.pib),
title="Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia
média da Câmara dos Deputados", keep = c("bai", "int", "alt", "dep", "pib"), dep.var.labels=c("Gini"),
covariate.labels=c("Pop. ocup. baixa","Pop. ocup. intermediária","Pop. ocup. alta","Ideologia
média da Câmara dos Deputados", "PIB"), no.space = TRUE, decimal.mark = ",", df =
FALSE)
```

```
stargazer(fe.t.palma.bai.dep.pib, fe.t.palma.int.dep.pib, fe.t.palma.alt.dep.pib, type="latex",
se = list(robust.se.fe.t.palma.bai.dep.pib, robust.se.fe.t.palma.int.dep.pib, robust.se.fe.t.palma.alt.dep.pib)
title="Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideo-
logia média da Câmara dos Deputados", keep = c("bai", "int", "alt", "dep", "pib"),
dep.var.labels=c("Palma"), covariate.labels=c("Pop. ocup. baixa","Pop. ocup. interme-
diária","Pop. ocup. alta","Ideologia média da Câmara dos Deputados", "PIB"), no.space
= TRUE, decimal.mark = ",", df = FALSE)
```

```
stargazer(fe.t.theil.bai.dep.pib, fe.t.theil.int.dep.pib, fe.t.theil.alt.dep.pib, type="latex", se
= list(robust.se.fe.t.theil.bai.dep.pib, robust.se.fe.t.theil.int.dep.pib, robust.se.fe.t.theil.alt.dep.pib),
title="Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia
média da Câmara dos Deputados", keep = c("bai", "int", "alt", "dep", "pib"), dep.var.labels=c("Theil"),
```

```
covariate.labels=c("Pop. ocup. baixa","Pop. ocup. intermediária","Pop. ocup. alta","Ideologia  
média da Câmara dos Deputados", "PIB"), no.space = TRUE, decimal.mark = ",", df =  
FALSE)
```

## A.2 Resultados dos testes para a seleção dos modelos

### A.2.1 Efeitos fixos com efeito temporal

```
> pFtest(fe.t.gini.alt.pre.esq.pib, fe.gini.alt.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: gini alt + pre + esq + pib F = 7.6082, df1 = 20, df2 = 203, p-value = 5.858e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib, fe.gini.bai.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: gini bai + pre + esq + pib F = 8.2006, df1 = 20, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.int.pre.esq.pib, fe.gini.int.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: gini int + pre + esq + pib F = 16.235, df1 = 20, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.alt.pre.esq.pib, fe.palma.alt.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: palma alt + pre + esq + pib F = 3.1532, df1 = 20, df2 = 203, p-value =
1.863e-05 alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib, fe.palma.bai.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: palma bai + pre + esq + pib F = 3.8605, df1 = 20, df2 = 203, p-value =
3.531e-07 alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.int.pre.esq.pib, fe.palma.int.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: palma int + pre + esq + pib F = 8.9477, df1 = 20, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.alt.pre.esq.pib, fe.theil.alt.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: theil alt + pre + esq + pib F = 4.0717, df1 = 20, df2 = 203, p-value = 1.076e-07
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib, fe.theil.bai.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: theil bai + pre + esq + pib F = 4.3497, df1 = 20, df2 = 203, p-value = 2.259e-08
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.int.pre.esq.pib, fe.theil.int.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
```

```

data: theil int + pre + esq + pib F = 9.3205, df1 = 20, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.alt.dep.pib, fe.gini.alt.dep.pib)
F test for twoways effects
data: gini alt + dep + pib F = 9.3372, df1 = 20, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.bai.dep.pib, fe.gini.bai.dep.pib)
F test for twoways effects
data: gini bai + dep + pib F = 9.5067, df1 = 20, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.int.dep.pib, fe.gini.int.dep.pib)
F test for twoways effects
data: gini int + dep + pib F = 17.763, df1 = 20, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.alt.dep.pib, fe.palma.alt.dep.pib)
F test for twoways effects
data: palma alt + dep + pib F = 4.0939, df1 = 20, df2 = 204, p-value = 9.358e-08
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.bai.dep.pib, fe.palma.bai.dep.pib)
F test for twoways effects
data: palma bai + dep + pib F = 4.6947, df1 = 20, df2 = 204, p-value = 3.216e-09
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.int.dep.pib, fe.palma.int.dep.pib)
F test for twoways effects
data: palma int + dep + pib F = 9.9842, df1 = 20, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.alt.dep.pib, fe.theil.alt.dep.pib)
F test for twoways effects
data: theil alt + dep + pib F = 4.8204, df1 = 20, df2 = 204, p-value = 1.596e-09
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.bai.dep.pib, fe.theil.bai.dep.pib)
F test for twoways effects
data: theil bai + dep + pib F = 5.0171, df1 = 20, df2 = 204, p-value = 5.354e-10
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.int.dep.pib, fe.theil.int.dep.pib)
F test for twoways effects
data: theil int + dep + pib F = 10.126, df1 = 20, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects

```

## A.2.2 Efeitos fixos *versus* mínimos quadrados ordinários

```
> pFtest(fe.t.gini.alt.pre.esq.pib, po.gini.alt.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: gini alt + pre + esq + pib F = 52.674, df1 = 13, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib, po.gini.bai.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: gini bai + pre + esq + pib F = 46.183, df1 = 13, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.int.pre.esq.pib, po.gini.int.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: gini int + pre + esq + pib F = 46.619, df1 = 13, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.alt.pre.esq.pib, po.palma.alt.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: palma alt + pre + esq + pib F = 28.878, df1 = 13, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib, po.palma.bai.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: palma bai + pre + esq + pib F = 29.014, df1 = 13, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.int.pre.esq.pib, po.palma.int.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: palma int + pre + esq + pib F = 28.762, df1 = 13, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.alt.pre.esq.pib, po.theil.alt.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: theil alt + pre + esq + pib F = 22.605, df1 = 13, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib, po.theil.bai.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: theil bai + pre + esq + pib F = 19.865, df1 = 13, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.int.pre.esq.pib, po.theil.int.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: theil int + pre + esq + pib F = 20.492, df1 = 13, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.alt.dep.pib, po.gini.alt.dep.pib)
F test for twoways effects
```

data: gini alt + dep + pib  $F = 51.93$ ,  $df1 = 13$ ,  $df2 = 204$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$   
alternative hypothesis: significant effects  
> pFtest(fe.t.gini.bai.dep.pib, po.gini.bai.dep.pib)  
F test for twoways effects  
data: gini bai + dep + pib  $F = 44.3$ ,  $df1 = 13$ ,  $df2 = 204$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$  alternative  
hypothesis: significant effects  
> pFtest(fe.t.gini.int.dep.pib, po.gini.int.dep.pib)  
F test for twoways effects  
data: gini int + dep + pib  $F = 46.892$ ,  $df1 = 13$ ,  $df2 = 204$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$   
alternative hypothesis: significant effects  
> pFtest(fe.t.palma.alt.dep.pib, po.palma.alt.dep.pib)  
F test for twoways effects  
data: palma alt + dep + pib  $F = 30.775$ ,  $df1 = 13$ ,  $df2 = 204$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$   
alternative hypothesis: significant effects  
> pFtest(fe.t.palma.bai.dep.pib, po.palma.bai.dep.pib)  
F test for twoways effects  
data: palma bai + dep + pib  $F = 30.215$ ,  $df1 = 13$ ,  $df2 = 204$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$   
alternative hypothesis: significant effects  
> pFtest(fe.t.palma.int.dep.pib, po.palma.int.dep.pib)  
F test for twoways effects  
data: palma int + dep + pib  $F = 31.485$ ,  $df1 = 13$ ,  $df2 = 204$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$   
alternative hypothesis: significant effects  
> pFtest(fe.t.theil.alt.dep.pib, po.theil.alt.dep.pib)  
F test for twoways effects  
data: theil alt + dep + pib  $F = 21.275$ ,  $df1 = 13$ ,  $df2 = 204$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$   
alternative hypothesis: significant effects  
> pFtest(fe.t.theil.bai.dep.pib, po.theil.bai.dep.pib)  
F test for twoways effects  
data: theil bai + dep + pib  $F = 18.74$ ,  $df1 = 13$ ,  $df2 = 204$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$   
alternative hypothesis: significant effects  
> pFtest(fe.t.theil.int.dep.pib, po.theil.int.dep.pib)  
F test for twoways effects  
data: theil int + dep + pib  $F = 20.424$ ,  $df1 = 13$ ,  $df2 = 204$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$   
alternative hypothesis: significant effects

### A.2.3 Efeitos aleatórios *versus* efeitos fixos com efeito temporal

> pFtest(fe.t.gini.alt.pre.esq.pib, re.gini.alt.pre.esq.pib)  
F test for twoways effects

```

data: gini alt + pre + esq + pib F = 6.2844, df1 = 33, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib, re.gini.bai.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: gini bai + pre + esq + pib F = 6.9301, df1 = 33, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.int.pre.esq.pib, re.gini.int.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: gini int + pre + esq + pib F = 12.658, df1 = 33, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.alt.pre.esq.pib, re.palma.alt.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: palma alt + pre + esq + pib F = 2.9184, df1 = 33, df2 = 203, p-value =
2.079e-06 alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib, re.palma.bai.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: palma bai + pre + esq + pib F = 3.6772, df1 = 33, df2 = 203, p-value =
5.675e-09 alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.int.pre.esq.pib, re.palma.int.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: palma int + pre + esq + pib F = 7.0748, df1 = 33, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.alt.pre.esq.pib, re.theil.alt.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: theil alt + pre + esq + pib F = 3.4877, df1 = 33, df2 = 203, p-value = 2.481e-08
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib, re.theil.bai.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: theil bai + pre + esq + pib F = 3.9031, df1 = 33, df2 = 203, p-value = 9.833e-10
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.int.pre.esq.pib, re.theil.int.pre.esq.pib)
F test for twoways effects
data: theil int + pre + esq + pib F = 7.119, df1 = 33, df2 = 203, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.alt.dep.pib, re.gini.alt.dep.pib)
F test for twoways effects
data: gini alt + dep + pib F = 7.6895, df1 = 33, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.bai.dep.pib, re.gini.bai.dep.pib)
F test for twoways effects

```

```

data: gini bai + dep + pib F = 7.9697, df1 = 33, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.gini.int.dep.pib, re.gini.int.dep.pib)
F test for twoways effects
data: gini int + dep + pib F = 13.626, df1 = 33, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.alt.dep.pib, re.palma.alt.dep.pib)
F test for twoways effects
data: palma alt + dep + pib F = 3.6398, df1 = 33, df2 = 204, p-value = 7.411e-09
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.bai.dep.pib, re.palma.bai.dep.pib)
F test for twoways effects
data: palma bai + dep + pib F = 4.2702, df1 = 33, df2 = 204, p-value = 5.626e-11
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.palma.int.dep.pib, re.palma.int.dep.pib)
F test for twoways effects
data: palma int + dep + pib F = 7.715, df1 = 33, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.alt.dep.pib, re.theil.alt.dep.pib)
F test for twoways effects
data: theil alt + dep + pib F = 4.1189, df1 = 33, df2 = 204, p-value = 1.802e-10
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.bai.dep.pib, re.theil.bai.dep.pib)
F test for twoways effects
data: theil bai + dep + pib F = 4.4656, df1 = 33, df2 = 204, p-value = 1.263e-11
alternative hypothesis: significant effects
> pFtest(fe.t.theil.int.dep.pib, re.theil.int.dep.pib)
F test for twoways effects
data: theil int + dep + pib F = 7.6716, df1 = 33, df2 = 204, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects

```

## A.2.4 Heterocedasticidade

```

> bptest(gini alt + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: gini alt + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year) BP = 179.23, df =
37, p-value < 2.2e-16
> bptest(gini bai + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")

```



```

Breusch-Pagan test
data: gini bai + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year) BP = 185.16, df
= 37, p-value < 2.2e-16
> bptest(gini int + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: gini int + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year) BP = 138.36, df
= 37, p-value = 1.27e-13
> bptest(palma alt + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: palma alt + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year) BP = 720.37, df
= 37, p-value < 2.2e-16
> bptest(palma bai + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: palma bai + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year) BP = 639.41,
df = 37, p-value < 2.2e-16
> bptest(palma int + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: palma int + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year) BP = 624.57, df
= 37, p-value < 2.2e-16
> bptest(theil alt + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: theil alt + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year) BP = 525.75, df
= 37, p-value < 2.2e-16
> bptest(theil bai + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: theil bai + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year) BP = 607.92, df
= 37, p-value < 2.2e-16
> bptest(theil int + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: theil int + pre + esq + pib + factor(country) + factor(year) BP = 669.09, df
= 37, p-value < 2.2e-16
> bptest(gini alt + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")

```

```

Breusch-Pagan test
data: gini  alt + dep + +pib + factor(country) + factor(year) BP = 129.88, df = 36,
p-value = 1.541e-12
> bptest(gini  bai + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: gini  bai + dep + +pib + factor(country) + factor(year) BP = 143.37, df = 36,
p-value = 9.413e-15
> bptest(gini  int + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: gini  int + dep + +pib + factor(country) + factor(year) BP = 119.04, df = 36,
p-value = 8.14e-11
> bptest(palma  alt + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: palma  alt + dep + +pib + factor(country) + factor(year) BP = 609.51, df =
36, p-value < 2.2e-16
> bptest(palma  bai + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data =
base.tese.GBRL.p, studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: palma  bai + dep + +pib + factor(country) + factor(year) BP = 558.36, df =
36, p-value < 2.2e-16
> bptest(palma  int + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: palma  int + dep + +pib + factor(country) + factor(year) BP = 563.3, df =
36, p-value < 2.2e-16
> bptest(theil  alt + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: theil  alt + dep + +pib + factor(country) + factor(year) BP = 540.08, df = 36,
p-value < 2.2e-16
> bptest(theil  bai + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")
Breusch-Pagan test
data: theil  bai + dep + +pib + factor(country) + factor(year) BP = 602.15, df =
36, p-value < 2.2e-16
> bptest(theil  int + dep + + pib + factor(country) + factor(year), data = base.tese.GBRL.p,
studentize = "F")

```

Breusch-Pagan test

data: theil int + dep + +pib + factor(country) + factor(year) BP = 678.96, df = 36,  
p-value < 2.2e-16

## A.2.5 Correlação serial

> pbgtest(fe.t.gini.alt.pre.esq.pib)

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data: gini alt + pre + esq + pib chisq = 79.28, df = 9, p-value = 2.246e-13 alternative  
hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

> pbgtest(fe.t.gini.bai.pre.esq.pib)

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data: gini bai + pre + esq + pib chisq = 60.499, df = 9, p-value = 1.074e-09 alternative  
hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

> pbgtest(fe.t.gini.int.pre.esq.pib)

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data: gini int + pre + esq + pib chisq = 53.106, df = 9, p-value = 2.791e-08 alternative  
hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

> pbgtest(fe.t.palma.alt.pre.esq.pib)

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data: palma alt + pre + esq + pib chisq = 86.649, df = 9, p-value = 7.637e-15  
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

> pbgtest(fe.t.palma.bai.pre.esq.pib)

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data: palma bai + pre + esq + pib chisq = 54.414, df = 9, p-value = 1.575e-08  
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

> pbgtest(fe.t.palma.int.pre.esq.pib)

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data: palma int + pre + esq + pib chisq = 53.966, df = 9, p-value = 1.916e-08  
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

> pbgtest(fe.t.theil.alt.pre.esq.pib)

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data: theil alt + pre + esq + pib chisq = 30.319, df = 9, p-value = 0.0003872  
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

> pbgtest(fe.t.theil.bai.pre.esq.pib)

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data: theil bai + pre + esq + pib chisq = 16.361, df = 9, p-value = 0.05972 alternative  
hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

> pbgtest(fe.t.theil.int.pre.esq.pib)

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data: theil int + pre + esq + pib chisq = 11.663, df = 9, p-value = 0.233 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors  
> pbgtest(fe.t.gini.alt.dep.pib)  
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models  
data: gini alt + dep + pib chisq = 69.662, df = 9, p-value = 1.774e-11 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors  
> pbgtest(fe.t.gini.bai.dep.pib)  
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models  
data: gini bai + dep + pib chisq = 58.613, df = 9, p-value = 2.478e-09 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors  
> pbgtest(fe.t.gini.int.dep.pib)  
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models  
data: gini int + dep + pib chisq = 51.781, df = 9, p-value = 4.972e-08 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors  
> pbgtest(fe.t.palma.alt.dep.pib)  
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models  
data: palma alt + dep + pib chisq = 77.863, df = 9, p-value = 4.291e-13 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors  
> pbgtest(fe.t.palma.bai.dep.pib)  
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models  
data: palma bai + dep + pib chisq = 52.224, df = 9, p-value = 4.1e-08 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors  
> pbgtest(fe.t.palma.int.dep.pib)  
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models  
data: palma int + dep + pib chisq = 51.098, df = 9, p-value = 6.693e-08 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors  
> pbgtest(fe.t.theil.alt.dep.pib)  
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models  
data: theil alt + dep + pib chisq = 22.19, df = 9, p-value = 0.008295 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors  
> pbgtest(fe.t.theil.bai.dep.pib)  
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models  
data: theil bai + dep + pib chisq = 12.232, df = 9, p-value = 0.2005 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors  
> pbgtest(fe.t.theil.int.dep.pib)  
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models  
data: theil int + dep + pib chisq = 8.8488, df = 9, p-value = 0.4513 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

## A.3 Resultados das regressões com controles alternativos

### A.3.1 Receita tributária como proporção do PIB

Tabela A.1: Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: receita)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Gini		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,003** (0,002)		
Pop. ocup. intermediária		-0,005*** (0,002)	
Pop. ocup. alta			0,006 (0,004)
Ideologia presidencial	0,001 (0,001)	0,001* (0,001)	0,001 (0,0005)
Bancada de esquerda	-0,0003** (0,0001)	-0,0002* (0,0001)	-0,0003*** (0,0001)
Receita	-0,005*** (0,002)	-0,004*** (0,001)	-0,005*** (0,002)
Observations	240	240	240
R <sup>2</sup>	0,328	0,381	0,313
Adjusted R <sup>2</sup>	0,205	0,268	0,187
F Statistic	24,637***	31,089***	23,007***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela A.2: Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: receita)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Palma		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,554** (0,258)		
Pop. ocup. intermediária		-0,698*** (0,266)	
Pop. ocup. alta			0,286 (0,364)
Ideologia presidencial	0,121** (0,054)	0,122*** (0,045)	0,081 (0,061)
Bancada de esquerda	-0,019* (0,010)	-0,017* (0,009)	-0,026*** (0,007)
Receita	-0,294 (0,184)	-0,278* (0,164)	-0,415 (0,265)
Observations	240	240	240
R <sup>2</sup>	0,247	0,285	0,159
Adjusted R <sup>2</sup>	0,109	0,154	0,006
F Statistic	16,554***	20,138***	9,582***

*Note:* \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela A.3: Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: receita)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Theil		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,014*** (0,003)		
Pop. ocup. intermediária		-0,018*** (0,003)	
Pop. ocup. alta			0,008 (0,010)
Ideologia presidencial	0,002 (0,001)	0,002* (0,001)	0,001 (0,002)
Bancada de esquerda	-0,001** (0,0003)	-0,001** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)
Receita	-0,008*** (0,003)	-0,008*** (0,002)	-0,011** (0,005)
Observations	240	240	240
R <sup>2</sup>	0,205	0,236	0,139
Adjusted R <sup>2</sup>	0,059	0,097	-0,019
F Statistic	13,023***	15,636***	8,153***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela A.4: Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: receita)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Gini		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,003** (0,001)		
Pop. ocup. intermediária		-0,005*** (0,002)	
Pop. ocup. alta			0,006* (0,004)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,004 (0,003)	0,003 (0,003)	0,005* (0,003)
Receita	-0,005*** (0,002)	-0,004*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
Observations	240	240	240
R <sup>2</sup>	0,309	0,362	0,305
Adjusted R <sup>2</sup>	0,186	0,249	0,182
F Statistic	30,194***	38,352***	29,717***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01



Tabela A.5: Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: receita)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Palma		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,497** (0,225)		
Pop. ocup. intermediária		-0,647*** (0,239)	
Pop. ocup. alta			0,345 (0,326)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,461 (0,291)	0,442 (0,284)	0,593* (0,340)
Receita	-0,261 (0,170)	-0,243 (0,153)	-0,331 (0,205)
Observations	240	240	240
R <sup>2</sup>	0,247	0,285	0,180
Adjusted R <sup>2</sup>	0,114	0,159	0,035
F Statistic	22,212***	27,029***	14,873***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela A.6: Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: receita)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Theil		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,013*** (0,003)		
Pop. ocup. intermediária		-0,017*** (0,003)	
Pop. ocup. alta			0,010 (0,010)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,013** (0,005)	0,013** (0,005)	0,017*** (0,006)
Receita	-0,007*** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,009** (0,004)
Observations	240	240	240
R <sup>2</sup>	0,209	0,241	0,156
Adjusted R <sup>2</sup>	0,069	0,107	0,007
F Statistic	17,898***	21,510***	12,525***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

### A.3.2 Índice de valor das exportações

Tabela A.7: Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: exportações)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Gini		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,004** (0,002)		
Pop. ocup. intermediária		-0,006*** (0,002)	
Pop. ocup. alta			0,006 (0,006)
Ideologia presidencial	0,001** (0,001)	0,002** (0,001)	0,001 (0,001)
Bancada de esquerda	-0,0004*** (0,0001)	-0,0004*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)
Exportações	-0,0001 (0,0001)	-0,00004 (0,0001)	-0,0002 (0,0002)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,235	0,298	0,193
Adjusted R <sup>2</sup>	0,095	0,170	0,046
F Statistic	15,548***	21,510***	12,116***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela A.8: Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: exportações)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Palma		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,635** (0,305)		
Pop. ocup. intermediária		-0,784** (0,307)	
Pop. ocup. alta			0,265 (0,486)
Ideologia presidencial	0,164** (0,072)	0,163** (0,068)	0,128 (0,088)
Bancada de esquerda	-0,027** (0,011)	-0,024** (0,011)	-0,040*** (0,011)
Exportações	0,001 (0,014)	0,003 (0,014)	-0,017 (0,022)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,216	0,258	0,104
Adjusted R <sup>2</sup>	0,073	0,122	-0,059
F Statistic	13,980***	17,623***	5,904***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela A.9: Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia presidencial (controle: exportações)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Theil		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,016*** (0,004)		
Pop. ocup. intermediária		-0,021*** (0,005)	
Pop. ocup. alta			0,008 (0,014)
Ideologia presidencial	0,003** (0,002)	0,003** (0,002)	0,002 (0,002)
Bancada de esquerda	-0,001* (0,001)	-0,001* (0,0005)	-0,001*** (0,0004)
Exportações	0,00003 (0,0004)	0,0001 (0,0003)	-0,0004 (0,001)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,178	0,212	0,091
Adjusted R <sup>2</sup>	0,028	0,069	-0,075
F Statistic	10,956***	13,675***	5,088***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela A.10: Resultados econométricos - Índice de Gini, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: exportações)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Gini		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,004** (0,002)		
Pop. ocup. intermediária		-0,006*** (0,002)	
Pop. ocup. alta			0,006 (0,005)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,007*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,008*** (0,003)
Exportações	-0,0001 (0,0002)	-0,00003 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,223	0,284	0,211
Adjusted R <sup>2</sup>	0,086	0,158	0,071
F Statistic	19,524***	27,009***	18,141***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela A.11: Resultados econométricos - Razão de Palma, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: exportações)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Palma		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,542** (0,245)		
Pop. ocup. intermediária		-0,700*** (0,251)	
Pop. ocup. alta			0,354 (0,403)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,651** (0,313)	0,623** (0,314)	0,829** (0,416)
Exportações	0,001 (0,016)	0,003 (0,016)	-0,013 (0,022)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,226	0,267	0,151
Adjusted R <sup>2</sup>	0,089	0,138	0,001
F Statistic	19,832***	24,832***	12,047***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela A.12: Resultados econométricos - Índice de Theil, heterogeneidade estrutural e ideologia média da Câmara dos Deputados (controle: exportações)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Theil		
	(1)	(2)	(3)
Pop. ocup. baixa	0,014*** (0,003)		
Pop. ocup. intermediária		-0,019*** (0,003)	
Pop. ocup. alta			0,010 (0,012)
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,018*** (0,005)	0,017*** (0,005)	0,023*** (0,007)
Exportações	0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0002)	-0,0003 (0,001)
Observations	241	241	241
R <sup>2</sup>	0,192	0,227	0,131
Adjusted R <sup>2</sup>	0,049	0,091	-0,022
F Statistic	16,139***	19,961***	10,257***

*Note:*

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01



## A.4 Tabelas complementares

Tabela A.13: Matriz de correlação das variáveis do modelo teórico

	Índice de Gini	Índice de Theil	Razão de Palma	Pop. ocup. baixa	Pop. ocup. intermediária	Pop. ocup. alta	Ideologia presidencial	Ideologia média da Câmara dos Deputados	Bancada de esquerda	PIB	Receita	Exportações
Índice de Gini	1,00											
Índice de Theil	0,94	1,00										
Razão de Palma	0,94	0,88	1,00									
Pop. ocup. baixa	0,39	0,44	0,39	1,00								
Pop. ocup. intermediária	-0,41	-0,43	-0,39	-0,85	1,00							
Pop. ocup. alta	-0,24	-0,31	-0,27	-0,84	0,43	1,00						
Ideologia presidencial	0,45	0,39	0,39	0,19	-0,23	-0,10	1,00					
Ideologia média da Câmara dos Deputados	0,54	0,51	0,42	0,38	-0,48	-0,15	0,67	1,00				
Bancada de esquerda	-0,50	-0,45	-0,37	-0,36	0,44	0,15	-0,61	-0,91	1,00			

Tabela A.13: Matriz de correlação das variáveis do modelo teórico

	Índice de Gini	Índice de Theil	Razão de Palma	Pop. ocup. baixa	Pop. ocup. intermediária	Pop. ocup. alta	Ideologia presidencial	Ideologia média da Câmara dos Deputados	Bancada de esquerda	PIB	Receita	Exportações
PIB	0,17	0,16	0,10	-0,39	0,33	0,33	-0,02	0,00	-0,05	1,00		
Receita	-0,17	-0,24	-0,19	-0,60	0,34	0,68	-0,24	-0,27	0,22	0,49	1,00	
Exportações	-0,57	-0,51	-0,49	-0,26	0,29	0,15	-0,47	-0,46	0,40	0,05	0,07	1,00

Fonte: Elaboração do autor.