

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**DISSERTAÇÃO**

**OS EFEITOS DA DESIGUALDADE DE RENDA SOBRE O  
CRESCIMENTO ECONÔMICO DOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA  
NO PERÍODO DE 1970 A 2010**

**THIAGO GEOVANE PEREIRA GOMES**

**CARUARU - PE  
2016**

**THIAGO GEOVANE PEREIRA GOMES**

**OS EFEITOS DA DESIGUALDADE DE RENDA SOBRE O  
CRESCIMENTO ECONÔMICO DOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA  
NO PERÍODO DE 1970 A 2010**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGECON, como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia, nesta Universidade.

**Orientadora:** Prof<sup>a</sup>. Dra. Sonia Rebouças da Silva Melo.

**Coorientador:** Prof. Dr. Cássio da Nóbrega Besarria.

**CARUARU - PE  
2016**

Catálogo na fonte:  
Bibliotecária – Simone Xavier CRB/4 - 1242

G633e      Gomes, Thiago Geovane Pereira.  
Os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico dos países da América Latina no período de 1970 a 2010. / Thiago Geovane Pereira Gomes.  
131f. il. 30cm.

Orientadora: Sonia Rebouças da Silva Melo  
Coorientador: Cássio da Nóbrega Besarria  
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2016.  
Inclui Referências.

1. Distribuição de renda – América Latina. 2. Desigualdade de renda. 3. Crescimento econômico. I. Melo, Sonia Rebouças da Silva. (Orientadora). II. Besarria, Cássio da Nóbrega (Coorientador). III. Título.

330 CDD (23. ed.)  
UFPE (CAA 2016-057)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**THIAGO GEOVANE PEREIRA GOMES**

**OS EFEITOS DA DESIGUALDADE DE RENDA SOBRE O  
CRESCIMENTO ECONÔMICO DOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA  
NO PERÍODO DE 1970-2010**

A Comissão Examinadora de Defesa da Dissertação atribuiu a menção APROVADO ao referido mestrando. Defesa realizada em 29 de fevereiro de 2016.

SONIA REBOUÇAS DA SILVA MELO  
(PPGECON/CAA/UFPE)  
(Orientadora)

LUCILENA FERRAZ CASTANHEIRA CORRÊA  
(PPGECON/CAA/UFPE)  
(Examinadora Interna)

CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA  
(UFPB)  
(Co-orientador e Examinador Externo)

## AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer à Deus por me acompanhar em toda minha trajetória que configurou-se como monotônica (sic), diferente do modelo teórico presente nesse estudo. Agradeço a toda minha família, em especial ao apoio incondicional e indispensável da minha Mãe (Fia), minha irmã (eternamente minha “pirraia”), minhas filhas Giovanna e Gabriella. Como também, a ajuda de minha namorada Aline por me aconselhar e sempre me apoiar ao longo dessa batalha. Agradeço sua paciência com minha pessoa. Quero homenagear uma pessoa que considerava como pai e hoje não se encontra em nós. Oziel, eterno amigo e avô das minhas netas, obrigado por tudo que fez por mim!

Agradecer ao meu cunhado, amigo e Professor José Augusto por toda ajuda concedida. Das hospedagens na batcaverna para a realização do Exame da Anpec, concessão de seu quarto, como também as idas e vindas de Recife para Caruaru e vice-versa. A atmosfera e os debates nesse ambiente colaboraram em minha formação. Resumindo, você contribuiu bastante para a concretização desse sonho.

À família Metacrose nas pessoas de Israel, Demetrius, Thiaguinho e Vinícius. Da mesma forma agradeço ao nosso grande representante do G-114 e meu Professor e Amigo Estevam Dedalus (você é o cara!) e meu amigo Pierre Diniz por todo apoio logístico!

Um agradecimento especial ao senhor Jalício Nunes, à Diretora Ariane e minha ex-Presidente da FUNESC, Lu Maia. Vocês possibilitaram boas oportunidades!

Agradeço às orientações da Professora Sonia que contribuíram bastante para obtenção desse trabalho. Obrigado pela paciência.

Gostaria de agradecer por toda ajuda (em todos os sentidos), discussões e ensinamentos vividos durante essa jornada e que foram transmitidos, da mesma forma que os canais de transmissão do modelo teórico, pelo Professor Cássio. Prometo corresponder à altura e ser um bom Professor e Pesquisador.

Agradeço à CAPES/CNPQ pela bolsa de estudos que possibilitou a dedicação integral para esse estudo. Agradeço aos Professores do PPGECON/UFPE.

Agradeço pelos bons momentos vividos durante as aulas na Pós-graduação, desde os debates em Econometria até às aulas de Economia Regional. Aos amigos de sala, em especial Bruno, Wilaman, Gescilene e Camila. Obrigado também ao Grande Amigo Jevuks pelos conselhos e apoio para estudar além da graduação.

Agradeço ao garoto *skateboard is the law*, conhecido popularmente como Vagner Torres. Obrigado pelas horas de estudo e ensinamentos para a prova da Anpec.

## RESUMO

A discussão sobre os efeitos e os mecanismos/canais da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico ganhou maior notoriedade a partir da década de 1990 com a adoção de modelos de crescimento endógeno. A principal preocupação encontra-se em responder o porquê alguns países crescem mais do que outros e o papel do capital humano ao longo desse processo. Um caso de estudo do binômio desigualdade-crescimento interessante de ser tratado é o da América Latina logo após a Segunda Guerra Mundial. Portanto, essa pesquisa tem o propósito de investigar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico de países selecionados da América Latina entre 1970 e 2010. É exibido um modelo teórico com uma trajetória de ajustamento não-monotônica da produção que conduz à um modelo linear que representa a relação desigualdade-crescimento. A estratégia empírica é dividida em duas partes: a) uso dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios; b) aplicação de um modelo dinâmico auto regressivo de defasagem distribuída para um painel cointegrado. Os resultados encontrados inferem uma relação negativa e estatisticamente significativa entre a desigualdade e o crescimento para os países da América Latina. Estes resultados corroboram com a regularidade empírica, onde afirma-se que, a desigualdade de renda apresenta efeitos negativos sobre o crescimento econômico dos países em desenvolvimento.

**Palavras-chaves:** Desigualdade de renda. Crescimento Econômico. América Latina. Trajetória de ajustamento não-monotônica da produção. Modelo de correção de erro.

## ABSTRACT

The discussion about the effects and the mechanisms / channels of income inequality on economic growth gained greater notoriety from the 1990s with the adoption of endogenous growth models. The main concern is to answer why some countries grow more than others and the role of human capital throughout this process. A case study of interesting inequality-growth binomial to be treated is in Latin America after World War II. Therefore, this research aims to investigate the effects of income inequality on economic growth of selected Latin American countries between 1970 and 2010 a theoretical model with a non-monotonic adjustment path of production leading to a model appears linear representing inequality-growth relationship. The empirical strategy is divided into two parts: a) use of estimators of fixed and random effects; b) application of a dynamic model autoregressive lag distributed to co-integrate a panel. The results infer a negative and statistically significant relationship between inequality and growth for the countries of Latin America. These results corroborate the empirical regularity, which indicates that income inequality has a negative effect on the economic growth of developing countries.

**Keywords:** Income inequality; Economic growth; Latin America; Non-monotonic adjustment trajectory of production; Error of correction model.

## SUMÁRIO

|                                                                                    |            |
|------------------------------------------------------------------------------------|------------|
| <b>1 Introdução .....</b>                                                          | <b>11</b>  |
| 1.1 OBJETIVO GERAL .....                                                           | 16         |
| 1.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS .....                                                    | 16         |
| <b>2 Revisão da Literatura .....</b>                                               | <b>17</b>  |
| 2.1 Análise Teórica dos Efeitos de Curto e Longo Prazo da Desigualdade .....       | 17         |
| <b>3 Efeitos Empíricos da Desigualdade sobre o Crescimento Econômico .....</b>     | <b>28</b>  |
| 3.1 Maior Desigualdade pode Reduzir o Crescimento .....                            | 28         |
| 3.2 Maior Desigualdade pode aumentar o Crescimento .....                           | 36         |
| <b>4 Crescimento e Desigualdade na América Latina.....</b>                         | <b>44</b>  |
| 4.1 Perspectivas Históricas e Efeitos das Crises Econômicas na América Latina..... | 44         |
| 4.2 Comportamento do Crescimento Econômico e da Desigualdade de Renda.....         | 54         |
| <b>5 Modelo Teórico .....</b>                                                      | <b>62</b>  |
| 5.1 Tecnologias e Produção Agregada.....                                           | 65         |
| 5.2 Setor Público.....                                                             | 67         |
| 5.3 Descrição do Padrão de Equilíbrio do Investimento Público .....                | 67         |
| 5.4 Ligação da Teoria à Evidência Empírica .....                                   | 70         |
| 5.4.1 Linearização do Modelo.....                                                  | 70         |
| 5.4.2 Ligação da Desigualdade de Ativo à Desigualdade de Renda.....                | 72         |
| 5.4.3 Vinculando a Desigualdade de Renda ao Crescimento da Produção .....          | 73         |
| <b>6 Procedimentos Metodológicos .....</b>                                         | <b>74</b>  |
| 6.1 Abordagem Empírica do Painel de Países .....                                   | 74         |
| 6.3 Base de Dados e Descrição das Variáveis .....                                  | 82         |
| <b>7 Resultados .....</b>                                                          | <b>87</b>  |
| 7.1 Avaliação do Impacto das Variáveis Explicativas.....                           | 87         |
| 7.2 Resultados Econométricos .....                                                 | 92         |
| 7.3 Painel Cointegrado e sua Relação de Longo Prazo .....                          | 98         |
| <b>8 Conclusão .....</b>                                                           | <b>106</b> |
| <b>REFERÊNCIAS .....</b>                                                           | <b>112</b> |
| <b>ANEXO A</b>                                                                     |            |
| .....                                                                              | 123        |

**ANEXO B**

.....131

## LISTAS DE TABELAS

|                                                                                                                                     |     |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| <b>Tabela 01</b> - Comportamento das Variáveis ao longo do tempo .....                                                              | 45  |
| <b>Tabela 02</b> -Efeitos da Crise sobre a Balança Comercial.....                                                                   | 53  |
| <b>Tabela 03</b> - Taxa Média Anual de Crescimento do PIB <i>per capita</i> dos países da América Latina e Estados Unidos (%) ..... | 56  |
| <b>Tabela 04</b> Índice de Gini de Concentração de Renda.....                                                                       | 58  |
| <b>Tabela 05</b> Desigualdade de Renda Familiar na América Latina .....                                                             | 59  |
| <b>Tabela 06</b> - Descrição das Variáveis .....                                                                                    | 82  |
| <b>Tabela 07</b> - Estatísticas Descritivas das Variáveis utilizadas .....                                                          | 89  |
| <b>Tabela 08</b> - América Latina: Taxa de Crescimento da Renda <i>per capita</i> e variáveis selecionadas .....                    | 90  |
| <b>Tabela 09</b> - Testes de Raiz Unitária em painel .....                                                                          | 91  |
| <b>Tabela 10</b> -Modelos de Painel com Efeitos Fixos e Aleatórios.....                                                             | 93  |
| <b>Tabela 11</b> -Teste de Cointegração em Painel de Pedroni (2004).....                                                            | 99  |
| <b>Tabela 12</b> – Estimativas <i>Pooled</i> Alternativas .....                                                                     | 100 |

## LISTA DE FIGURAS

**Figura 01** - Relações entre a Taxa de Crescimento do PIB e os seus determinantes (Índice de Gini, Investimento, Escolaridade e Instabilidade Política)

.....88

## 1 Introdução

No início do século XX houve um aumento no interesse por pesquisar os fatores que determinam o crescimento econômico, principalmente, após o surgimento do modelo de crescimento proposto por Solow (1956). Após esse, surgiram as discussões propostas por Cass-Koopmans-Ramsey (1965), Romer (1993) e Lucas (1988), Barro (1991, 2000, 2003), Deininger e Squire (1996), Chen (2003), entre outros.

Como pode ser visto, a preocupação no entendimento dos fatores que explicam o diferencial nos níveis de crescimento entre as economias não é recente. Em 1996, o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) propôs uma série de fatores que podem explicar esse diferencial, dentre esses: um maior nível de renda per capita, maior nível de escolaridade, menor taxa de crescimento populacional, maior nível de produtividade e um mercado de capitais desenvolvido contribuem para um crescimento econômico sustentado no longo prazo. Além disso, Rangel *et al.* (2007) incluiu fatores como: o papel das políticas governamentais, capital humano e da desigualdade de renda para explicar o diferencial de crescimento de renda entre países, estados ou regiões. Os fatores citados anteriormente, potencializam os efeitos da distribuição de renda sobre o crescimento econômico através de mecanismos/canais de transmissão<sup>1</sup>.

O caso específico da relação entre desigualdade e crescimento é analisado, em geral, pela teoria do crescimento endógeno e tem apresentado contribuições relevantes para a literatura. Autores como Barreto *et al.* (2001) destacam uma série de mecanismos que podem explicar o binômio desigualdade-crescimento e, dentre esses, destaca-se: a Política Fiscal Endógena utiliza a Hipótese do Eleitor Mediano, e para um cenário com alto nível de desigualdade de renda e de ativos, há uma maior redistribuição de renda; Conflitos Sociais e Corrupção; Imperfeições no Mercado de Capitais, onde o acesso ao mercado de crédito é definido pelo nível de renda e riqueza dos indivíduos e a Fertilidade Endógena.

Um caso de estudo da desigualdade-crescimento interessante de ser tratado é o da América Latina logo após a Segunda Guerra Mundial. Nesse período, a América Latina caracterizava-se pela elevada desigualdade tecnológica, baixa escolaridade, falta de

---

<sup>1</sup> Na seção 2 será apresentada uma discussão que trata dos efeitos de curto e longo prazo da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico através de seus canais de transmissão.

qualificação da mão-de-obra, altas taxas demográficas e produtos com baixo valor de mercado externo. A estratégia adotada pela região para reduzir as desigualdades sociais e promover crescimento econômico foi a de maior intervenção governamental (BEM, 2005).

Nos anos 1950, por força da influência das proposições de política emanadas da Comissão Econômica para a América Latina (CEPAL), a maioria dos países da região adotou como estratégia de desenvolvimento local, o modelo de industrialização por substituição de importações (ISI). Esta estratégia tinha como eixos centrais a implantação de indústrias voltadas para o mercado interno e a instituição de instrumentos de proteção da indústria nascente contra a concorrência externa, concretizados por meio de mecanismos tarifários e não-tarifários e da concessão de subsídios. A tese cepalina defendia a intervenção do Estado na resolução de problemas de infraestrutura e de serviços. A indústria seria o setor dinâmico da economia responsável pela impulsão do crescimento econômico e diminuir a forte dependência externa (MARINHO E BITTENCOURT, 2007).

Porém, o financiamento dessas ações deu-se via endividamento externo sinalizando o esgotamento desse processo. Devido à enorme vulnerabilidade da região ao capital externo, as crises que ocorreram em outros continentes prejudicaram bastante a economia da América Latina. As baixas taxas de crescimento dos países latino-americanos deveu-se ao endividamento estrutural constituído no período de 1965-1985. Esse nível de endividamento tornou-se um obstáculo ao crescimento e constituiu-se na principal fonte de instabilidade e de processos recessivos permanentes nos quais ingressaram os países da América Latina. A partir da segunda metade da década de 1980, este fator estrutural conduziu estes países a uma posição de dependência crucial frente ao capital externo (BALANCO et al, 2003).

A situação pós-endividamento, com contribuição da expansão do crédito internacional durante os anos 70, permitiu às economias latino-americanas crescerem com elevados déficits em conta corrente, no balanço de pagamento e preços relativos insustentáveis. Com a mudança de capital produtivo para especulativo e a eliminação da liquidez internacional, no início da década de 80, materializou-se a insustentabilidade das políticas macroeconômicas de crescimento, desencadeando a crise do endividamento. Isto provocou uma queda na taxa de crescimento do PIB da região, que passou de 5,6%, nos anos 70, para 1,2%, na década de 80, na média anual (CEPAL, 2002b).

A junção dos fatores surgidos após a Segunda Guerra Mundial e as grandes crises, citadas anteriormente, induziram à uma distribuição de renda historicamente desigual. Com dados da distribuição de renda por quintis<sup>2</sup> em diversas regiões do mundo entre 1970 e 1990 e compilados por Deininger e Squire (1996b) constata-se que, os 20% mais ricos da população têm, na América Latina, 52,94% da renda, proporção muito superior à de todas as outras áreas do mundo, incluindo a da África do Norte e Oriente Médio (45,35%). No outro extremo, os 20% mais pobres só têm acesso a 4,52% da renda, a menor porcentagem internacional, ainda menor que a da África do Norte e Oriente Médio (6,90%) (KLIKSBURG, 1999).

As desigualdades de renda, acesso a serviços, educação são enormes em toda América Latina. São mais altas do que em qualquer outra região do mundo. Apenas algumas sociedades na África têm desigualdade mais elevada do que em alguns países latino-americanos. As taxas elevadas de desigualdade têm altos custos para a região. A desigualdade aumenta a pobreza, diminui os impactos do crescimento econômico na redução da pobreza, dificulta o crescimento econômico (especialmente quando associado à educação e acesso ao crédito), e aumenta as chances de conflitos sociais. As desigualdades de acesso à educação, saúde, sistemas de esgoto, água potável, eletricidade e telefone também são tipicamente altas e estão diretamente correlacionadas às diferenças de renda. Por exemplo, a diferença na média de anos de educação entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres varia entre cinco e nove anos de estudo nos países da região (RIBEIRO, 2006).

O quadro macroeconômico recessivo das duas últimas décadas, especialmente no início dos anos 1980, contribuiu com o aumento da pobreza América Latina. Por exemplo, o informativo do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD)-União Europeia (1999) expõe que 80% da população venezuelana é pobre. O Equador apresenta 62,5% de sua população abaixo do limite da pobreza. Já no Brasil, 43,5% da população ganha menos que dois dólares por dia e 40 milhões de pessoas vivem em estado de pobreza absoluta<sup>3</sup>. Na Argentina, a taxa de pobreza das províncias do nordeste é de 48,8% e a das províncias do noroeste, 46%. Uma estimativa das Nações Unidas para toda a região afirma

---

2 Na Estatística Descritiva, a divisão de um sequência ordenada em cinco partes resultará em cada parte com 20% dos seus elementos. Os elementos que separam estes grupos são chamados de quintis (SILVA *et al.*, 2010).

3 De acordo com Crespo e Gurovitz (2002), a pobreza absoluta pode ser caracterizada como o estabelecimento de um valor mínimo necessário para manter digna a vida humana. Para Myles (1995), esse “valor mínimo” estabelecido para o consumo independe do tempo ou da localização do indivíduo (BESARRIA *et al.*, 2013).

que, entre 1970 e 1980, existiam 50 milhões de pobres e indigentes, mas em 1998 seriam 192 milhões (KLIKSBURG, 2002).

Existe uma forte concentração da renda nacional da América Latina entre os 10% mais ricos da população, apesar do retorno dessa riqueza para a sociedade ser muito mais baixo na região em contraste com o que ocorre na Ásia, por exemplo. Na Ásia, os investimentos privados da parcela rica da sociedade em geral representam 70% da renda da região. Já na América Latina, esse “retorno” é muito menor, cerca de 35%. O capitalismo na região pode ser classificado como de baixa intensidade, muito menos propenso à tomada de risco do que o tipo de capitalismo existente na Ásia, o que também ajuda a explicar as baixas taxas de investimento e potencial de crescimento dos países latino-americanos, em comparação com asiáticos (MACHADO, 2013).

Após a apresentação de alguns dados da América Latina sobre o crescimento do PIB, nível de pobreza, entre outros, é perceptível que a desigualdade de renda pode representar restrições de consumo e crédito, sugerindo uma relação direta entre a desigualdade e as restrições citadas anteriormente. Diante dessa constatação, surge a necessidade de se buscar as seguintes respostas: Uma maior desigualdade na distribuição de renda diminui o crescimento econômico dos países da América Latina? Quais os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico dos países da América Latina entre 1970 e 2010?

Com base nessas indagações mostra-se crucial entender a relação da desigualdade de renda e o crescimento econômico na América Latina. Assim, o intuito do presente trabalho é analisar essa relação e seus efeitos ao longo dos anos nessa região. Para tanto, dentre as possibilidades de análise optou-se pelo uso de dados em painel heterogêneos não-estacionários para o estudo do comportamento das variáveis entre os anos 1970 e 2010.

A escolha do período entre 1970 e 2010 deveu-se a investigação do comportamento da economia latino-americana a partir das crises e incertezas do início dos anos de 1970 (petróleo, endividamento norte-americano, diminuição da produtividade no Estados Unidos, entre outros). Então, houve a transferência de parte desses prejuízos aos países periféricos na forma de redução de empréstimos, aumento de juros e, com isso, a desestabilização do processo de industrialização e desenvolvimento da Região. Associa-se a isso o aumento da inflação e o endividamento interno e externo da América Latina (BEM, 2005).

Por sua vez, a escolha da Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela para esse estudo, baseou-se nos argumentos propostos por Divino *et al.* (2009), Alves (2010) e Besarria (2015). Os argumentos são que esses países compartilham características como aumento do desemprego, alta inflação e maior participação dos governos nacionais na implementação de políticas redistributivas condicionadas à redução da pobreza, como também, o tamanho e a importância da economia de cada país para a região e seus comportamentos perante às crises.

É importante ressaltar que a literatura convencional trata a relação entre desigualdade e crescimento na forma de U invertido, também conhecido como hipótese de Kuznets (1955). Nesse sentido, este estudo se diferencia da maioria das pesquisas nacionais por levar em consideração apenas a parte inferior do triângulo de Bourguignon (2002) e abordar de forma linear essa relação<sup>4</sup>. A hipótese de Bourguignon (2002) trata da relação existente entre a pobreza-desigualdade-crescimento e como essas duas variáveis afetam a pobreza através do efeito crescimento e do efeito distributivo.

Porém, apenas serão considerados os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico, considerando a não existência de uma causalidade reversa<sup>5</sup> nesta amostra de dados. Por fim, o pioneirismo dessa análise encontra-se em aplicar duas abordagens: a) incluir como parâmetro de estimação a desigualdade atual e a desigualdade defasada, dessa forma, não negligenciando a dimensão temporal para este tipo de abordagem que considera a existência de efeitos de curto e longo prazo da desigualdade de renda; b) uso do modelo de correção de erro para captar a relação de equilíbrio de longo prazo entre o binômio desigualdade-crescimento.

Essa dissertação é dividida em oito partes. A segunda seção apresenta uma discussão teórica de como a desigualdade pode afetar o crescimento econômico, com o acréscimo dos efeitos de curto prazo e longo prazo através de seus canais de transmissão. A seção 3 expõe estudos que investigaram o papel da distribuição de renda no processo de crescimento. Procura-se mostrar que, as políticas de redistribuição de renda apresentam papéis diferentes de acordo com cada grupo presente na literatura.

---

4 Para uma discussão não-linear entre desigualdade e crescimento (Hipótese do U invertido), ver por exemplo, Deininger e Squire (1998), Barro (1999), Banerjee e Duflo (2003) e Galor (2010).

5 Este estudo utiliza a hipótese de que a desigualdade de renda afeta o crescimento econômico, e não o contrário, o crescimento não afeta a desigualdade de renda (Hipótese de Kuznets (1955)).

A seção 4 discute os efeitos das crises fiscais e financeiras sobre os países latino-americanos, como também, analisa o comportamento das taxas de crescimento do Produto Interno Bruto *per capita* e da desigualdade de renda. Do mesmo modo, esta seção fará uma ligação com os dados e o modelo teórico utilizado nessa pesquisa.

A seção 5 exhibe o modelo teórico com uma trajetória de ajustamento não-monotônica da produção e evidencia a condução à um modelo linear que trata da relação do binômio desigualdade-crescimento. Já a seção 6, apresenta os métodos de estimação e seus respectivos testes econométricos empregados na captação dos efeitos da desigualdade no processo de crescimento.

A seção 7 trata dos resultados apresentados após as estimações e respectivos testes estatísticos. Primeiro, é feita uma avaliação do impacto das variáveis que formam o vetor de variáveis explicativas. A segunda subseção contempla uma discussão das duas abordagens (painel e painel cointegrado). E por último, a conclusão apresenta sugestões e inferências de estratégias políticas para contribuir com a redução da desigualdade de renda e pobreza na América Latina.

### 1.1 Objetivo Geral

Analisar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico dos países da América Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai, Venezuela) durante o período de 1970 a 2010.

### 1.2 Objetivos Específicos

- ✓ Verificar a forma como fatores, tais como: Formação Bruta de Capital Fixo (*proxy* para investimento), escolaridade (*proxy* para capital humano), desigualdade de renda (*proxy* para ativos) e instabilidade política afetam o crescimento econômico de países selecionados da América Latina;
- ✓ Descrever o comportamento do crescimento econômico e da desigualdade de renda dos países latino-americanos;
- ✓ Verificar se os termos já descritos compartilham uma mesma tendência de crescimento de longo prazo.

## 2 Revisão da Literatura

A seguir será feita uma discussão que evidenciará como a desigualdade pode afetar o crescimento, dando destaque aos seus canais de transmissão e as possíveis consequências para sociedades com diferentes níveis de desenvolvimento.

### 2.1 Análise Teórica dos Efeitos de Curto e Longo Prazo da Desigualdade

A desigualdade de renda ou de capital pode afetar o desempenho econômico através de diversos canais e podem apresentar efeitos positivos ou negativos. A literatura define cada efeito com a inclusão da dimensão temporal na discussão teórica; os efeitos positivos da desigualdade são influenciados puramente por mecanismos econômicos e acontecem de maneira mais rápida (curto prazo). Os efeitos negativos, por outro lado, na maioria das vezes envolvem argumentos de economia política<sup>6</sup>. Como uma mudança na legislação, ou até reformas tributárias e administrativas levam um certo período para acontecer, os efeitos na economia precisam de mais tempo para influenciar o comportamento dos agentes econômicos.

Segundo o enfoque de Aghion *et al.* (1999), a abordagem que admite os efeitos positivos da desigualdade sobre o crescimento são divididos em três canais: a Hipótese de Kaldor, Custos Indivisíveis de Investimentos e o *Trade-off* entre eficiência e equidade. A Hipótese de Kaldor afirma que há um maior incentivo por parte das empresas para poupar e reinvestir através dos seus lucros e manter sua posição competitiva na indústria. Segundo Oreiro (2005, p. 124):

[...] Kaldor (1956) presume que a fração poupada da renda nacional não é uma constante, mas uma média ponderada das propensões à poupar a partir dos lucros e dos salários. Nesse contexto, assume-se que a propensão à poupar a partir dos lucros ( $S_c$ ) é maior do que a propensão a poupar dos salários ( $S_w$ ).

---

<sup>6</sup> Esses argumentos estão presentes nas teorias que analisam o papel do eleitor mediano em sociedades desiguais, a participação política como também a instabilidade sócio-política.

Alguns teóricos, como Kuznets (1955), Kaldor (1956), Pasinetti (1962) e Bourguignon (1981)<sup>7</sup> discutiram o papel da poupança no crescimento econômico de uma sociedade<sup>8</sup>. De maneira geral, eles afirmam que, com a hipótese de uma função poupança convexa<sup>9</sup> e um ambiente de alta desigualdade de ativos, quanto menos pessoas concentrarem renda possibilitará um maior nível de poupança agregada e com isso maiores chances de investimentos. A propensão a poupar dos indivíduos ricos é maior que a dos pobres, e a monotonicidade<sup>10</sup> da função poupança garante que a taxa de poupança cresça com a renda. Para Cruz e Teixeira (2012, p. 16):

[...] admitindo-se correlação positiva entre poupança e investimento, tem-se que a desigualdade eleva o nível de investimento em capital físico e humano e a condição necessária para a validade da hipótese é que a função poupança apresente monotonicidade. Contudo, a função pode assumir formato de U-invertido. Logo, a desigualdade exerceria efeito positivo no crescimento apenas diante da renda agregada acintosamente baixa, sendo a concentração de renda condição suficiente para estabelecer-se algum grau de acumulação de capital. No entanto, Bourguignon (1981) demonstrou por meio de uma função poupança convexa, que o PIB depende do nível inicial de distribuição de renda, com maior crescimento nas economias menos equânimes, dado o estímulo à acumulação de capital.

Existe também um enfoque na relação entre desigualdade de renda e poupança, que cria um canal adicional através do qual a desigualdade interage com a renda e com o crescimento da renda. Talvez influenciados pela obra de Keynes, alguns economistas<sup>11</sup> acreditam que taxas de poupança individuais aumentam com o nível de renda. Se esta hipótese é verdade, políticas públicas que propõem redistribuição de recurso de indivíduos ricos para os pobres reduziram a taxa de poupança e, com isso, o nível de investimentos. Desta forma, por esta janela, uma maior desigualdade de renda tenderia a aumentar o

---

7 Segundo Bourguignon (1981), estudos em *cross-sections* indicam que a propensão marginal à poupar aumenta com a renda e/ou riqueza e esse fato empírico está por trás da visão comum de que a igualdade de renda pode prejudicar o crescimento e o bem-estar agregado.

8 Abordagens atuais estão voltadas para o impacto da análise da desigualdade de ativos na seleção de projetos de investimento, como por exemplo, o trabalho de Matsuyama (2000).

9 De acordo com Ross (2010), uma função real duplamente diferenciável é chamada de convexa se  $f''(x) \geq 0$  para todo  $x$ . Bourguignon (1981) aplicou este conceito para a função poupança e demonstrou que uma maior concentração de renda favorece a acumulação de capital.

10 Para Attanasio e Binelli (2003) é necessário o uso de monotonicidade da função poupança para validar a Hipótese de Kaldor (1956).

11 Pasinetti (1962) fez uma análise desse tipo para uma economia fechada. As variáveis endógenas do modelo como a taxa de poupança dos capitalistas e dos trabalhadores e seus respectivos diferenciais determinavam a taxa de investimento e o crescimento da economia. Portanto, a renda oriunda dos lucros é maior que a obtida dos salários, o que permite que o indivíduo rico tenha uma poupança maior.

crescimento econômico, se considerar uma economia parcialmente fechada, na qual o investimento doméstico dependesse em grande parte da taxa de poupança doméstica (CASTRO e JÚNIOR, 2007).

Portanto, em sociedades mais igualitárias, a probabilidade de pessoas com capacidade de realizar projetos de alto retorno que requerem grandes investimentos é menor. Com um grande nível de concentração de ativos produtivos, poucos empresários terão incentivo para realizar tais projetos e, conseqüentemente, estimular o crescimento da economia e a geração de emprego e renda.

Para a análise dos Custos Indivisíveis de Investimento, é necessário assumir o pressuposto de que há um custo mínimo elevado para a realização de determinados projetos, devido às escalas produtivas. Apenas indivíduos com alta renda poderiam empreendê-los devido a maior facilidade de acesso ao crédito. Barro (2000) afirma que esse processo é maior nos países em desenvolvimento, pois nações desenvolvidas costumam possuir mercados de capitais e instituições legais melhor estruturadas, minimizando os efeitos da restrição de crédito. Barro (2000) também enfatiza que a desigualdade influencia os países pobres de maneira relevante, ao permitir que alguns indivíduos possam acumular o mínimo necessário para iniciar negócios e ter uma boa educação.

Cruz e Teixeira (2012, p. 17) justificam os argumentos expostos no parágrafo anterior da seguinte forma:

[...] o estabelecimento e a disseminação de novas atividades industriais tem a concentração de renda como condição necessária, pois permitem que haja investidores capazes de incorrer nos custos de implementação, aspecto que pode ser observado nas atividades com alto grau de inovação.

Com uma distribuição de riqueza relativamente igual, o número de empresários com alto poder aquisitivo que absorvem riscos significativos pode ser muito pequeno. Assim, uma distribuição mais concentrada de riqueza pode multiplicar o número de projetos com alto retorno realizados. Os inovadores também beneficiam-se de mercados maiores que mais facilmente apoiam os investimentos necessários para desenvolver novas ou melhores variedades de produtos (HALTER *et al.*, 2014).

E por fim, o *Trade-off* entre eficiência e equidade<sup>12</sup> é justificado pela presença de um maior nível de igualdade na distribuição de renda em determinada sociedade. A questão

---

12 Segundo Cingano (2014), alta desigualdade fornece incentivo para trabalhar mais, investir e empreender com altas taxas de retorno. Por exemplo, se pessoas altamente qualificadas são muito mais produtivas, então, grandes diferenças nas taxas de retorno podem incentivar mais pessoas a buscar qualificação.

principal está na falta de incentivos necessários para aumentar os esforços produtivos dos agentes econômicos. Mirrlees (1971) defende que devido à baixa possibilidade de aumentar sua renda individual, o agente econômico dará uma menor contribuição ao processo produtivo.

Com um menor nível de contribuição na produção devido ao não aumento de sua renda, trabalhadores com esse perfil poderão apresentar o problema do *moral hazard*. Isso acontece pois, os esforços dos agentes não podem ser controlados e observados, o que gera menores níveis de eficiência. Para Aghion *et al.* (1999), Attanasio e Binelli (2003), esse problema implica em perda de eficiência produtiva, o que, por sua vez, diminui as taxas de crescimento da economia.

Após a investigação dos canais positivos que influenciam o crescimento, o próximo passo, será investigar os efeitos negativos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico com a classificação adotada por Perotti (1996) que é dividida em quatro canais: Política Fiscal Endógena, Instabilidade Sociopolítica, Mercados Imperfeitos de Capitais e investimentos em educação e Fertilidade Endógena. Os artigos que analisam o crescimento endógeno com modelos de política fiscal são divididos em dois subgrupos. O primeiro é formado por Bertola (1993), Perotti (1993), Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994) que adotam a Hipótese do Eleitor Mediano proposta por Richard e Meltzer (1981).

Para construção dessa hipótese é necessário considerar uma economia composta por indivíduos heterogêneos que possuem diferentes níveis de produtividade e de renda. O governo arrecada um imposto proporcional e redistribui a receita fiscal para todos em quantidades iguais. A tributação é decidida pelo eleitor mediano, que tem sua renda menor que a renda média da economia, o resultado disso é que, alto nível de desigualdade nessa economia causa altas taxas de impostos.

Como a tributação e a redistribuição são assumidas como distorcivas para o investimento, o resultado do modelo induz à uma relação negativa entre crescimento e desigualdade. Uma distribuição de renda desigual leva a pressões no sentido da adoção de políticas de redistribuição, que, por sua vez, inibem a apropriação privada dos frutos da acumulação e do trabalho, levando a um desincentivo à acumulação de capital, que, a longo prazo, reduz as taxas de crescimento econômico (CASTRO e JÚNIOR, 2007).

Rangel *et al.* (2007, p. 12) afirmam que:

[...] de acordo com teoria do eleito mediano e as suas hipóteses, se a renda média da sociedade excede a renda do eleitor mediano, o sistema de voto majoritário tende a redistribuir a renda dos ricos para os pobres por meio de transferências, gastos públicos ou políticas regulatórias. Quanto maior a desigualdade de renda, maior tende a ser a redistribuição por meio do processo político. Essas políticas redistributivas estão geralmente associadas a maiores impostos que distorcem as decisões econômicas, reduzem o investimento e o crescimento econômico durante a transição para o estado estacionário. Para que esse mecanismo funcione, é necessária uma sociedade com alto grau de democratização e participação política, principalmente por meio do voto.

Já o segundo subgrupo é formado por Acemoglu e Robinson (1996), Bénabou (1996a, 1996b), Bourguignon e Verdier (1996) e surgiu a partir da falta de provas empíricas do primeiro subgrupo. Eles consideram uma interação mais complexa entre a distribuição de renda e o crescimento. A maioria desses modelos é construído sob a hipótese de que há uma correlação positiva entre as variáveis de política fiscal e o crescimento, e mostram que, sob certas condições, sociedades menos iguais produzem um menor nível de redistribuição, favorecendo o crescimento<sup>13</sup>. Panizza (2002) afirma que as variáveis de política fiscal, tais como medidas de gastos estaduais, de taxação, e os índices de Kakwani e Suits, que medem a progressividade de impostos, são frequentemente correlacionadas de maneira positiva com o nível de participação política. Isso apoia a ideia de Bénabou (1996a, 1996b) que a participação política é a variável chave na determinação da direção da afinidade entre desigualdade e redistribuição.

O segundo canal que busca analisar o binômio desigualdade-crescimento parte do pressuposto de que, a desigualdade é correlacionada positivamente com a instabilidade sociopolítica. A desigualdade pode ser prejudicial ao crescimento pois gera instabilidade política e econômica que reduz o investimento e impede o consenso social necessário para ajustar os choques e sustentar o crescimento (OSTRY *et al.*, 2014).

Para Gupta (1990) a instabilidade social ocorre de três maneiras distintas. Por meio de ações diretas de violência contra o governo (protestos em massa), atos de violência praticados pelo governo (ações de repressão a distúrbios sociais) e através da violência ocasionada pela mudança de governo (golpes políticos) (CRUZ e TEIXEIRA, 2012). Panizza (2002) e Keefer e Knack (2002) apontam que a desigualdade gera instabilidade

---

13 De acordo com Saint-Paul e Verdier (1993), se a redistribuição de renda for via cobrança de impostos, e estes forem utilizados para investimento em educação, a redistribuição será benéfica ao crescimento, uma vez que existe uma correlação positiva entre crescimento e educação.

social, e esta por sua vez, incentiva o ingresso em atividades ilegais e predatórias. Isso possibilita a violação da propriedade privada e o desrespeito aos contratos.

Assim, para Alesina e Perotti (1996) *apud* Cruz e Teixeira (2012), a baixa estabilidade aumenta os custos de oportunidade, públicos e privados, devido à alta violência, que eleva gastos com saúde, como também com segurança. Recursos produtivos são desviados para atenuar os efeitos da instabilidade. Bénabou (1996) faz uma análise do comportamento do crescimento diante da democracia e outros regimes. Ele encontra três resultados ligados ao crescimento e à eficiência intertemporal. O primeiro afirma que o crescimento é maior em uma sociedade onde o sistema político seja mais voltado para o atendimento das necessidades dos pobres. O segundo afirma que a eficiência intertemporal é maximizada quando a fixação da taxa de imposto individual é igual a dotação média. E o último resultado diz que a eficiência intertemporal requer um maior viés pró-riqueza de uma forma maior em um país mais desigual.

O primeiro resultado evidencia a necessidade de um ambiente democrático e as instituições cumprindo seu papel de maneira eficiente. A concepção presente na abordagem da instabilidade sócio-política é que, em sociedades com alto nível de polarização (aumento na distância entre ricos e pobres), há fortes incentivos para o surgimento de grupos organizados e a sua participação em atividades ilícitas e fora dos canais habituais de representação política, com o objetivo de apropriar-se de recursos dos outros grupos. Um ambiente que apresenta essa característica gera incerteza sobre a distribuição final de recursos e consequentemente, diminui os incentivos ao investimento e ao crescimento da economia.

O segundo resultado está ligado ao desincentivo causado pelo aumento de imposto sobre o capital. Em ambientes com maior probabilidade de redistribuição da renda dos ricos para os pobres devido ao alto nível de polarização social, há um menor incentivo para investimento. E como assinalado por Alesina e Perotti (1996) uma classe média rica indica uma redução na instabilidade sócio-política. Assim, considerando um ambiente com impostos distorcivos, o uso da dotação média da economia como fixação da taxa de imposto gera a maximização da eficiência intertemporal e consequentemente, maiores taxas de crescimento.

O último resultado requer que, para um país desigual apresentar eficiência intertemporal em suas taxas de crescimento, é necessária a existência de altas taxas de poupança para pequenos grupos que, por ventura, proporcionarem diferentes oportunidades de investimento. Conforme Aghion *et al.* (1999), em uma sociedade com menores disparidades de renda, há a possibilidade do impedimento de novas atividades econômicas que também está unido ao *trade-off* entre eficiência e equidade. Logo, a ausência de eficiência no sistema produtivo prejudicará as taxas de crescimento posteriores.

Os modelos que incorporam imperfeições no mercado de crédito partem do pressuposto de que a capacidade limitada para tomar empréstimo influencia a taxa de retorno em oportunidades de investimento (CASTRO e JÚNIOR, 2007). Para Piketty (1997) quando os mercados de créditos não são perfeitos existem fricções nesse mercado que podem levar à racionalidade de crédito e perturbações simples na relação entre o produto marginal do capital e a taxa de juros. Altas taxas de juros induzem à uma fração mais elevada de indivíduos com restrições de crédito e, portanto, menor acumulação de capital de longo prazo.

Um exemplo para esse tipo de análise, seria considerar o modelo proposto por Piketty (1997). Com o uso da hipótese do problema de *moral hazard*, também adotada por Aghion e Bolton (1997), o autor mostra que quando maior parte do projeto é financiada, o investidor terá um menor risco em caso de insucesso e portanto, não dedicará grande parte de seu esforço ao processo produtivo. Rangel *et al.* (2007) também aponta o conceito de assimetria de informações e o inadimplemento dos pagamentos dos empréstimos na abordagem de mercados de crédito imperfeitos. A junção da assimetria de informações com o papel limitado das instituições pode contribuir para um mercado com distorções.

Com poucas garantias no pagamento dos empréstimos, os agentes credores ofertarão uma menor quantidade de crédito seguida de altas taxas de juros. O desequilíbrio entre a oferta e demanda de crédito fará com que o nível de crédito de equilíbrio não encontre-se no Ótimo de Pareto. Assim, a economia sofrerá uma queda na implementação de transações devido a existência de restrições de oferta de crédito. O principal fator que facilitará o acesso ao crédito e ao investimento futuro será a riqueza e o nível de renda dos indivíduos. Essa teoria justifica a razão dos pobres terem pouco acesso ao crédito e oportunidades de investimentos em educação, o que possibilitaria a mobilidade social.

Banerjee e Newman (1991) e Galor e Zeira (1993) analisam a relação entre os mercados imperfeitos de capitais e os investimento em educação. Os indivíduos aversos ao risco e o *moral hazard* são usados como fontes desse tipo de mercado. Os resultados encontrados expõem uma correlação negativa entre a desigualdade e o crescimento. Indivíduos pobres possuem menor capacidade de investimento em capital físico ou humano o que corrobora com a ideia de que, em sociedades mais desiguais, a proporção de pessoas aptas à investir em qualificação é menor. A indivisibilidade nos investimentos em capital humano e a imperfeição no mercado de crédito permitirão a aprovação de projetos de investimentos seguros e não rentáveis<sup>14</sup>.

O último canal trata da fertilidade endógena e sua relação com o crescimento econômico. Segundo Gründler e Scheuermeyer (2014), sociedades mais desiguais tendem a ter uma população com menor nível de escolaridade, maiores taxas de fertilidade e um nível de investimento mais baixo. A desigualdade pode mitigar o crescimento devido a uma relação positiva entre a desigualdade de renda e a taxa de fecundidade. Para Barro e Becker (1988), a maioria das famílias estão enfrentando um *trade-off* entre a quantidade de filhos e investimentos em capital humano. O altruísmo dos pais para com os filhos está relacionado com as escolhas de fertilidade e consumo e esses por sua vez, são obtidos a partir da maximização de uma função de utilidade dinástica<sup>15</sup>.

Duas condições são impostas para ocorrer a maximização da função utilidade. Existe uma condição de arbitragem para o consumo ao longo de gerações, portanto, a fertilidade em qualquer geração depende positivamente da taxa de juros internacional e do grau de altruísmo e, negativamente da taxa de crescimento dos seus descendentes. Já a segunda condição é composta por uma equação que representa o benefício de uma criança extra comparado com o custo líquido de cuidar dessa criança. O custo de oportunidade do nascimento de uma criança é representado por essa equação, em que a taxa de crescimento da riqueza entre as gerações também influenciará a fertilidade. A fertilidade nesse modelo depende positivamente da taxa de crescimento da riqueza da geração anterior comparada com a geração atual (BARRO e BECKER, 1988).

---

14 Ver Carneiro e Heckman (2002).

15 O modelo de Barro e Becker (1988) é baseado no pressuposto de que os pais são altruístas para com os filhos, por isso, a utilidade dos pais depende da utilidade de cada criança bem como do consumo dos parentes. A função de utilidade dinástica depende do consumo e do número de descendentes de cada geração.

O modelo usa uma estrutura de agente representativo e considera a fertilidade endógena, sem receber influência direta da taxa de juros e da preferência temporal. Para os autores, as famílias enfrentam um *trade-off* entre a qualidade e a quantidade dos seus descendentes. Neste cenário, as famílias mais ricas terão taxas de fertilidade mais baixas e um maior investimento na educação do que as famílias pobres. Logo, uma família menor e com maior nível de renda *per capita* tem maior capacidade de tomar decisões de investimento em capital humano (saúde e educação).

Dahan e Tsiddon (1998) investigam as interações dinâmicas entre a transição demográfica, a distribuição de renda e o crescimento econômico. Mostram que a fertilidade e a distribuição de renda segue uma dinâmica em forma de U invertido no processo de desenvolvimento econômico. No primeiro estágio a fertilidade aumenta e a desigualdade de renda amplia-se, enquanto que, na segunda fase, a fertilidade declina, a renda torna-se mais igualmente distribuída e o crescimento da renda *per capita* estende-se. O processo dinâmico baseia-se em dois elementos principais. O retorno líquido à educação do filho de um pai educado é maior do que o retorno líquido à educação da criança dos pais sem instrução e os custos da educação dos filhos são medidos em termos de perdas dos ganhos dos pais (DAHAN e TSIDDON, 1998).

Segundo Dahan e Tsiddon (1998, p. 30):

[...] as crianças são vistas como um bem normal, os pais educados têm menos filhos do que os pais sem educação. Enquanto os filhos de pais sem educação optam por permanecer com baixo nível de escolaridade, a fertilidade é elevada e a oferta dos indivíduos sem instrução aumenta mais rapidamente do que a oferta de pessoas instruídas. Esta mudança na composição da força de trabalho aumenta o retorno à educação e, portanto, aumenta a desigualdade de renda. Como o prêmio ao investimento em capital humano aumenta, eventualmente, alguns do descendentes do pobre optam por investir em capital humano e tornar-se educado. Durante esta segunda fase, o nível geral da educação da população aumenta, há uma queda na fertilidade, a renda torna-se distribuída de forma mais equitativa e a produção *per capita* aumenta. Como os pobres têm um peso crescente na primeira fase na economia e na segunda esse peso diminui, a taxa média de fertilidade de toda a economia primeiro aumenta e, posteriormente, declina.

Assim, os autores demonstram a existência de uma relação em forma de U-invertido entre a fertilidade e o crescimento. O efeito incentivo transbordará para as famílias mais pobres, situações recorrentes em modelos de crescimento endógeno e, na maioria dos casos, ocorrerá um aumento no nível de investimento em capital humano. Com um incremento de mão-de-obra qualificada haverá uma maior contribuição às taxas posteriores de crescimento

econômico favorecendo o aumento da geração de emprego e renda e uma diminuição do tamanho das famílias.

Para Barro e Becker (1998) e Dahan e Tsiddon (1998) há efeitos negativos da desigualdade sobre o crescimento econômico, uma vez que, países que apresentam menores taxas de fertilidade, maior investimento em capital humano e alto grau de produtividade, apresentam maiores taxas de crescimento em suas economias. Portanto, de acordo com Panizza (2002), em países mais avançados (ou em estágios mais avançados de desenvolvimento), a fertilidade diminui, o investimento em capital humano cresce e a desigualdade declina.

Após uma rápida exposição dos argumentos teóricos a respeito dos efeitos positivos e negativos da desigualdade de renda sobre o crescimento ficam evidentes a influência econômica e política em cada tipo de efeito. Os efeitos positivos da desigualdade sobre o crescimento são caracterizados por fatores econômicos, como aumento na poupança, escolha entre eficiência e igualdade e a existência de custos indivisíveis de investimento.

O primeiro fator teve uma grande contribuição de Kaldor (1956), ao criar sua hipótese e a função poupança convexa de Bourguignon (1981) garante a condição do indivíduo rico poupar mais que o pobre. A escolha entre eficiência e equidade seria o ponto chave para o estímulo ao crescimento econômico, dando ênfase ao fato de que mais desigualdade permitiria o emprego dos insumos no processo produtivo de maneira mais eficiente.

O último fator leva em consideração a existência de um custo mínimo de escala para a implantação de um projeto na sociedade. Segundo Barro (2000), os países pobres terão uma pequena quantidade de investidores que alocarão de forma mais eficiente possível seus recursos com o objetivo de obter grandes retornos. Portanto, para a literatura teórica todos esses efeitos citados anteriormente contribuem para o crescimento de maneira positiva no curto prazo.

Em sentido contrário, os efeitos negativos da desigualdade de ativos como também de renda sobre o crescimento são marcados por fatores políticos que concretizam-se no longo prazo, como mudanças na legislação, reforma tributária, instabilidade política, políticas redistributivas etc. O primeiro canal de transmissão de efeito negativo é a política fiscal endógena que apresenta como principal hipótese o Teorema do Eleitor Mediano proposto

por Richard e Meltzer (1981) em que afirma que quanto maior a desigualdade de renda em uma sociedade, maior tende a ser a redistribuição por meio de transferências, gastos públicos ou políticas regulatórias, mas tudo isso acontece a partir do aumento dos impostos distorcivos que levam à queda no estímulo ao investimento.

O segundo canal é a instabilidade sociopolítica que engloba protestos em massa, golpes políticos como também ações repressivas do governo. A instabilidade social incentiva ao ingresso em atividades ilegais e possibilita a violação do direito à propriedade privada e o desrespeito aos contratos. O terceiro canal retrata o comportamento dos agentes econômicos diante de um mercado imperfeito de capitais. Aghion e Bolton (1997) ao introduzir o problema do *moral hazard* e o do inadimplemento de contratos pode gerar um resultado, onde apenas os contratos mais seguros em detrimento, na maioria das vezes, aos mais rentáveis serão executados. Também é considerada a existência da assimetria de informações e o baixo poder aquisitivo do agente econômico o que não permite o mercado de crédito atingir o Ótimo de Pareto (RANGEL, 2007).

Para finalizar a discussão sobre os mecanismos de transmissão da desigualdade é importante salientar a relação positiva existente entre a fertilidade e a desigualdade. Famílias mais ricas escolhem ter menos filhos, o que lhes permite investir em capital humano e contribuir no longo prazo com o crescimento da economia. Portanto, os quatro mecanismos citados anteriormente tem efeitos negativos sobre o crescimento de uma economia e ocorrem no longo prazo devido a fatores políticos.

### 3 Efeitos Empíricos da Desigualdade sobre o Crescimento Econômico

Na década de 1990 começou a surgir uma série de estudos com o propósito de investigar o papel da desigualdade de renda no processo de crescimento econômico. Como já mencionado, dois principais grupos podem ser identificados de acordo com esta abordagem: o primeiro grupo é representado por Bertola (1993), Perotti (1993), Alesina e Rodrik (1994), Persson e Tabellini (1994) onde esses sugerem que há quatro canais de transmissão (Política Fiscal Endógena, Instabilidade Sociopolítica, Mercados de crédito imperfeitos e Fertilidade Endógena) através do qual uma maior desigualdade inicial pode ser prejudicial ao crescimento econômico.

O segundo grupo, é representado por Stiglitz (1969), Lazear e Rosen (1981), Li e Zou (1998), Forbes (2000), entre outros e indica a existência de três canais (Hipótese de Kaldor, Custos indivisíveis de investimento e o *trade-off* entre eficiência e equidade) através do qual uma maior desigualdade inicial promove crescimento econômico. Neste contexto, políticas de redistribuição têm efeitos opostos sobre o crescimento de acordo com essas duas diferentes abordagens.

#### 3.1 Maior Desigualdade pode Reduzir o Crescimento

Um dos pioneiros nesta abordagem dos quatro canais de transmissão da desigualdade sobre o crescimento foi Perotti (1996). Sua análise explora os seguintes canais: política fiscal endógena, a instabilidade sociopolítica, restrições de empréstimos e fertilidade endógena.

O primeiro ponto apresentado para testar essa relação foi o canal de política fiscal endógena. Esse mecanismo fica melhor descrito quando é interpretado como a pressão social por redistribuição de renda, principalmente, em sociedades altamente desiguais. Dentro da teoria de política fiscal endógena há duas classes de candidatos (a primeira inclui alguns gastos governamentais que são redistributivos por natureza: seguridade social e bem-estar, gastos públicos em educação e a segunda inclui medidas de taxaço, a taxa marginal média de imposto, o imposto médio sobre trabalho e do imposto de renda pessoal média).

O segundo canal explorado pode apresentar dois tipos de definições. A primeira está focada na instabilidade executiva, como por exemplo, a frequência de volume de negócios governamentais. Já o segundo tipo ressalta fenômenos de agitação social como assassinatos políticos, manifestações em massa, greves políticas, golpes etc. A concepção presente na abordagem da instabilidade sócio-política é que, em sociedades com alto nível de polarização<sup>16</sup> (aumento na distância entre ricos e pobres), há fortes incentivos para o surgimento de grupos organizados e a sua participação em atividades ilícitas e fora dos canais habituais de representação política, com o objetivo de apropriar-se de recursos dos outros grupos. Um ambiente com essa característica gera incerteza sobre a distribuição final de recursos e consequentemente, desincentivos ao investimento e ao crescimento (PEROTTI, 1996).

Já o terceiro e quarto canais estão ligados à decisão relevante de investimento em capital humano e o autor cita que essa decisão é possível de ser a matrícula escolar secundária. Em sociedades mais ricas, dada a distribuição de renda, menos agentes são tão pobres ou têm baixa utilidade marginal que eles não possam mandar seus filhos para a escola. Assim, dada a renda média da economia, com mais igualdade social, mais agentes serão retirados da base da pirâmide social e terão capacidade de investir no capital humano de seus filhos (PEROTTI, 1996).

Por fim, após a exposição e definição desses canais, Perotti (1996, p. 22-23) encontra quatro resultados principais derivados das estimativas reduzidas e dos testes realizados: 1) Há uma associação positiva entre a igualdade e o crescimento; 2) Esta associação positiva é quantitativamente muito mais fraca e estatisticamente insignificante para os países pobres; 3) Há alguma indicação de que a associação entre a igualdade e o crescimento é mais forte nas democracias, no entanto, o efeito da democracia não parece ser muito robusto; 4) Por causa do alto nível de democracia nos países ricos, é praticamente impossível distinguir um efeito renda de um efeito democracia na relação entre distribuição de renda e crescimento.

E para completar sua análise, é feita uma junção dos canais teóricos e apresentadas de maneira concisa suas conclusões que podem servir de justificativa para o hiato existente entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Sociedades menos desiguais têm taxas de

---

16 Cepik (2005) faz uma abrangente discussão à respeito da polarização social e a segurança na América do Sul, onde apresenta os traços estruturais e a dinâmica conjuntural.

fertilidade mais baixas e maiores taxas de investimento em educação. Ver por exemplo, Barro (1991), Barro e Sala-I-Martin (1995) e Galor e Zang (1993). Um outro ponto importante é que, seguindo a construção do índice de instabilidade política elaborado por Hibbs (1973), Venieris e Gupta (1983) e (1986), Gupta (1990), e Alesina e Perotti (1996), ficou claro nessa abordagem que sociedades com alto nível de desigualdade tendem a ser política e socialmente instáveis, o que leva à menores taxas de investimento e, em seguida baixo crescimento.

A abordagem de política fiscal também implica numa distinção entre democracias e não democracias na maneira como a distribuição de renda afeta o crescimento. A definição de democracia é derivada de Jodice e Taylor (1988) sendo construída em seguida uma variável *dummy* democracia para dar continuidade à análise. Com um coeficiente de interação muito pequeno e não significativo, conclui-se que não fica clara a ideia de que as sociedades mais igualitárias, particularmente aquelas com instituições democráticas cresçam mais rápido, porque geram menos exigências para redistribuição e, portanto, menores distorções (PEROTTI, 1996).

Alesina e Perotti (1996) estudaram os efeitos da distribuição de renda sobre o investimento, focando na instabilidade política como um canal que liga estas duas variáveis. A instabilidade política aumenta a probabilidade de golpes, revoluções, violência em massa, como também, pelo aumento da incerteza política que pode afetar os direitos de propriedade, tendo um efeito negativo, portanto, sobre o investimento e, por consequência, a redução do crescimento. Assim, a desigualdade de renda e o investimento são relacionados inversamente.

Os autores encontraram resultados robustos para uma amostra de setenta países, onde os coeficientes apresentam o sinal esperado e são significativos. Os principais coeficientes dessa análise foram o que representa a instabilidade sociopolítica e a classe média. Respectivamente, o primeiro tem um efeito negativo no crescimento e o segundo indica que uma classe média rica reduz a instabilidade. Outra regressão mostra que educação tem um efeito positivo sobre investimento, enquanto que uma das *proxies* para distorções de mercado (PPPIDE), tem um efeito negativo.

Eles sugerem que diante de seus resultados encontrados, existem duas implicações: positivas e normativas. De um ponto de vista positivo, cria-se um argumento para justificar

a diferença na quantidade de investimento e crescimento econômico entre nações ricas e pobres em determinado período. Porém, de um ponto de vista normativo, os resultados da pesquisa apresentam implicações para os efeitos de políticas redistributivas. Redistribuição fiscal apresenta dois efeitos. O primeiro é distorcivo, em que o aumento da carga tributária sobre investidores reduz a propensão à investir. O outro está ligado à redução das tensões sociais, portanto, sociedades mais desiguais tendem a ter uma população com menor nível de escolaridade, maiores taxas de fertilidade e também baixos níveis de investimento (ALESINA e PEROTTI, 1996).

Também ressaltando o papel do sistema político, Bénabou (1996) faz uma de suas análises da desigualdade e do crescimento baseado nas hipóteses adotadas por Bertola (1993), Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994) onde os mercados de ativos são completos e os efeitos distributivos surgem exclusivamente através do equilíbrio de poder no sistema político. Com a mesma ideia exposta por Gallo e Sagalés (2011), em que a redução do rendimento do eleitor mediano em relação à renda média nacional, os argumentos de economia política afirmam que sociedades mais desiguais aumentam a pressão por redistribuição. O que, por sua vez, desencoraja o investimento.

Com um modelo de gerações sobrepostas de dois períodos e suposições suficientes para garantir que o agente mediano é de fato o eleitor politicamente decisivo, é construído um modelo para capturar a seguinte relação: maior desigualdade implica em mais redistribuição e conseqüentemente, menor crescimento. Bénabou (1996) encontra três situações. A primeira é que há uma relação negativa entre desigualdade e crescimento, a segunda questiona se há alguma relação clara entre redistribuição e a desigualdade e a última é se há uma relação positiva entre redistribuição e produto per capita.

O ponto de vista de Perotti (1996) para a análise de Bénabou (1996), é que o autor começa sua análise com o uso de um modelo de economia política que tenta explicar a influência da distribuição de renda sobre o crescimento econômico com a seguinte ideia: a desigualdade prejudica o crescimento porque um eleitor mediano mais pobre tem o desejo de um imposto menor para financiar as despesas públicas, o que gera maiores distorções.

De maneira concisa, são citados três componentes para esse tipo de modelo e que serve de esclarecimento para a última parte do parágrafo anterior. O primeiro componente é uma ligação positiva entre a desigualdade e a redistribuição. A redistribuição pode ocorrer

de várias maneiras (pagamento de benefícios, investimentos em educação etc.) mas, diante das várias formas de medidas, a literatura empírica não encontrou uma relação robusta e significativamente positiva desta correlação.

Porém, o segundo componente destes modelos é a ligação negativa entre o crescimento e a redistribuição. Algumas pesquisas buscam uma correlação positiva entre essas variáveis, levando em consideração uma combinação de subsídios e redistribuição de acordo com critérios do planejador central. Uma situação contrária seria, em um cenário com a redistribuição ocorrendo através de subsídios ao investimento, crescimento e redistribuição são positivamente ligados (alguns investidores afirmam que isso diminui o valor do capital existente e também nem todos os governos usam subsídios ao investimento como uma ferramenta de redistribuição com algum significado macroeconômico) (BÉNABOU, 1996).

O terceiro e último componente apresenta algumas evidências sobre a política fiscal que redistribui mais ou menos dos ricos para os pobres, e de maneira aproximadamente monotônica<sup>17</sup>. Novamente, este resultado não é unanimidade entre os pesquisadores dependendo da hipótese adotada sobre o mercado de capitais (perfeito ou imperfeito). Resultados diferentes são encontrados para países desenvolvidos e em desenvolvimento, no caso dos países ricos, os que apresentam altos níveis de renda podem ser perdedores líquidos de renda devido à progressividade do sistema fiscal. Já nos países em desenvolvimento, muitas vezes a classe média paga grande parte dos impostos (há evidências que a taxa de imposto é em forma de U, em função da renda) (VAN DER WALLE, 1995).

À nível estadual, Panizza (2002) parte de um conjunto de dados *cross-state* mais apurado para analisar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento, procura evidências que apoiam o canal fiscal que faz a ligação entre a desigualdade e o crescimento e com base em Perotti (1996), também é feito um teste para o canal de fertilidade endógena, onde a desigualdade é correlacionada positivamente com a gravidez na adolescência, o que leva à queda no número de matrículas em nível superior. Conforme avaliado por Forbes (2000), a grande dificuldade de realização dessas análises empíricas é a qualidade do

---

17 Segundo Bénabou (1996, p. 23), se o processo político pode ser representado por votação da maioria, através de uma simples questão de tributação, o eleitor mediano é decisivo e sua política preferida é implementada. Isso leva à proposição 1: (...) mais desigualdade leva à mais redistribuição, crescimento mais lento e redução da eficiência.

conjunto de dados sobre distribuição de renda, em que a solução para muitos seria o uso de dados regionais por permitir um melhor controle nos experimentos<sup>18</sup>.

A distribuição de renda é medida de quatro maneiras: fração da renda do terceiro quintil (Q3), fração da renda do terceiro e quarto quintis, fração da renda do primeiro quintil dividida pelo quinto quintil e o índice de Gini. Panizza (2002) segue Persson e Tabellini (1994) no uso da proporção de renda do terceiro quintil (número de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza) como a principal variável de distribuição de renda para testar a presença do canal fiscal. A variabilidade do Gini é levemente menor que as do terceiro e quarto quintis, sendo portanto consideradas, um conjunto de dados de alta qualidade e homogêneos em comparação com os dados *cross-country*. De acordo com Panizza (2002, p. 9), o conjunto de dados *cross-country* é derivado de pesquisas que: 1) estão sujeitas à amplos erros de medidas (especialmente países em desenvolvimento); 2) são baseadas em diferentes conceitos de unidades de destinatários (alguns usam indivíduos e outros famílias); e 3) não tem cobertura homogênea (algumas pesquisas estão limitadas à áreas urbanas).

O principal objetivo da análise de Panizza (2002) é testar a presença de uma correlação entre a desigualdade e o crescimento econômico. A estratégia empírica consiste em uma especificação simples e linear, em que a desigualdade é medida no início de cada período e o crescimento anual é medido ao longo de dez, vinte e trinta anos. Após o teste da robustez dos resultados, é feita uma análise de sensibilidade para checar se outras variáveis capturam os efeitos da desigualdade sobre o crescimento.

As estimativas são realizadas de duas formas reduzidas, a primeira é formada pelo logaritmo do PIB real per *capita* e o crescimento anual é medido ao longo de dez, vinte e trinta anos. Já a segunda especificação leva em consideração a renda inicial e o crescimento medido apenas em vinte e trinta anos. Ambas as análises de painel e *cross-section* dão suporte à presença de uma ligação negativa entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico, é importante salientar que os sinais esperados dos coeficientes das medidas de renda, com exceção do Gini, são positivos. O papel dos *outliers* é analisado pelo uso do método de estimação robusta. Com um nível de significância de 5%, os coeficientes

---

<sup>18</sup>Segundo Panizza (2002, p. 5), os dados são de boa qualidade e comparáveis entre estados. Além disso, as análises de regressões pressupõe que a amostra de dados é de uma única população.

permanecem altos sugerindo a apresentação de uma correlação negativa robusta entre a desigualdade e o crescimento (PANIZZA, 2002).

Por fim, o autor explora a relação estrutural entre desigualdade e crescimento. Dois canais são utilizados para essa abordagem: política fiscal e fertilidade endógena. Os resultados das estimativas na forma estrutural conduz à quatro conclusões, a maior parte das variáveis de política fiscal (quatro medidas de gastos estaduais, três medidas de taxaço, e os índices de Kakwani e Suits, que medem a progressividade de impostos)<sup>19</sup> é positivamente correlacionada com a desigualdade. Porém, há uma correlação negativa entre todas as variáveis citadas anteriormente e o crescimento subsequente, um detalhe importante é que o Índice de Kakwani é particularmente significativo para as duas conclusões. Esse argumento indica que os dados dão suporte ao canal de política fiscal examinado por Bertola (1993), Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994).

A terceira conclusão afirma que as variáveis de política fiscal são frequentemente correlacionadas de maneira positiva com o nível de participação política. Isso apoia a ideia de Bénabou (1996a, 1996b) que a participação política é a variável chave na determinação da direção da afinidade entre desigualdade e redistribuição. O quarto e último resultado analisa a ligação entre a desigualdade e a gravidez na adolescência, com uma correlação positiva entre as duas variáveis, que, por sua vez, é negativamente correlacionado com as matrículas no ensino superior. Portanto, isso está de acordo com os resultados do canal de fertilidade endógena.

Segundo Gallo e Sagalés (2011), uma distribuição de renda mais desigual aumenta as pressões fiscais redistributivas, que desencorajam o investimento privado e diminuem o crescimento econômico futuro. Assim, os modelos de política fiscal endógena, sob o pressuposto de mercados de capitais perfeitos, realçam uma longa relação negativa entre desigualdade e crescimento. Eles são baseados na hipótese do eleitor mediano, inicialmente desenvolvida por Richard e Meltzer (1981), onde o nível de impostos e transferências governamentais é o resultado de um processo de votação democrática. Neste caso, a renda pessoal bruta é o principal determinante de preferências dos eleitores. A ideia principal é que em sociedades democráticas mais desiguais, a demanda por redistribuição é financiada por

---

19 Para maiores detalhes, consultar a tabela 13 que apresenta um resumo das estatísticas descritivas das variáveis de política fiscal na seção 6.1 de Panizza (2002).

impostos distorcivos, e um aumento nestes impostos diminui o investimento privado, e consequentemente, reduz o crescimento econômico.

Modelos mais recentes de economia política tentam relaxar as principais hipóteses das duas abordagens mencionadas acima: mercados de capitais perfeitos e impostos distorcivos. Essa nova abordagem passa a considerar as externalidades associadas ao investimento em capital humano. Para Saint-Paul e Verdier (1993), a ideia é que o *trade-off* entre eficiência e equidade com destaque para o modelo acima mencionado poderia ser evitada se o investimento em capital humano é financiado por impostos não distorcivos. Para esta situação, observam-se efeitos positivos das políticas de redistribuição sobre o crescimento econômico, permitindo maior investimento no capital humano.

Gallo e Sagalés (2011) concluem essa análise, citando outras linhas de modelos mais recentes da literatura de economia política, onde são endogeneizados o comportamento das instituições políticas em três aspectos: o papel dos direitos de propriedade, a vulnerabilidade dos governos para diferentes grupos de pressão, bem como a natureza predatória dos líderes autoritários. De acordo com esta abordagem, uma distribuição desigual dos recursos da economia resulta em um maior poder político dos membros mais ricos da sociedade, e consequentemente, a desigualdade não será associada a mais redistribuição.

Portanto, após a análise dos resultados dos estudos citados anteriormente, ficam evidentes os efeitos negativos da desigualdade sobre o crescimento transmitidos pelos canais de política fiscal endógena, a instabilidade sociopolítica, imperfeições no mercado de capitais e a correlação positiva entre a fertilidade e a desigualdade. Neste contexto, um cenário econômico com baixa produtividade, exigência de maior redistribuição de renda captada por impostos distorcivos, ameaças aos direitos de propriedade e o aumento da incerteza favorecem uma queda no investimento e, posteriormente, no crescimento econômico. Logo, resultados empíricos robustos e significativos foram encontrados expondo que um maior grau de desigualdade inicial pode ser prejudicial ao crescimento.

### 3.2 Maior Desigualdade pode aumentar o Crescimento

A subseção anterior apresentou como os canais de transmissão da desigualdade influenciam o crescimento econômico de maneira negativa. Em grande parte das pesquisas empíricas predominam os efeitos negativos no longo prazo, onde cada análise usa uma dimensão de dez, vinte e até trinta anos. No entanto, alguns teóricos encontraram um resultado contrário no curto e médio prazo para o binômio desigualdade-crescimento, como sugerido pela literatura teórica.

No que tange às análises que identificam os efeitos positivos da desigualdade sobre o crescimento, um dos precursores foi Stiglitz (1969), que realizou um estudo sobre a distribuição de renda e riqueza entre indivíduos. Seu modelo adotou hipóteses alternativas sobre poupanças, reprodução, heranças políticas e heterogeneidade de trabalho para tornar viável no longo prazo a equidade entre a riqueza, como também, torná-la menos uniformemente distribuída.

Stiglitz (1969) realiza dois tipos de análise em seu modelo. A primeira considera o papel de cada agente econômico no processo produtivo e a possibilidade da equalização da riqueza e renda. Na segunda, uma abordagem mais realista, as forças econômicas como heterogeneidade da força de trabalho, tipo de comportamento da poupança e políticas de herança alternativa tendem a preservar as desigualdades em termos de riqueza e renda. A existência de uma força de trabalho com diferentes níveis de produtividade favorece a competição por maiores salários, o que leva ao aumento das taxas de crescimento da economia no longo prazo. Ele também assume a existência de uma classe eficiente e uma ineficiente nessa economia para justificar a desigualdade na concentração de ativos produtivos. Se existir pouca eficiência nessa economia todo o capital será apenas propriedade de uma classe, logo os ricos poupam o suficiente para emprestar aos pobres e sustentar a proporção trabalho-capital.

Outro fator que pode gerar disparidades na distribuição da riqueza seria a presença de diferentes classes na economia com o comportamento de poupança diferente. Devido à suposição de poupanças lineares, o comportamento agregado da acumulação de capital é independente da distribuição da riqueza. Portanto, não há, no máximo, uma trajetória de crescimento equilibrado entre as duas classes (isto é, uma trajetória de crescimento equilibrado, com ambos os capitalistas e trabalhadores presentes) (STIGLITZ, 1969).

Baseados no terceiro canal de efeito positivo da desigualdade sobre o crescimento que trata do *trade-off* entre eficiência e equidade, Lazear e Rosen (1981) analisam uma alternativa à compensação com base no nível de ganho individual em uma firma que pode estimular a inovação e o empreendedorismo. Os trabalhadores de risco-neutro podem receber comissões com base na posição ocupada na firma e gerar a mesma estrutura de incentivo como parte da taxa ótima de participação no processo produtivo. O critério de avaliação de cada um será o número de metas alcançadas, em caso positivo, de acordo com os produtos marginais realizados, cada trabalhador receberá seus prêmios em salários pagos.

Para Lazear e Rosen (1981), quando a aversão ao risco é introduzida, o esquema salário prêmio não duplica a alocação de recursos induzido pela parte da taxa ótima. Dependendo da função de utilidade e um montante envolvido, um esquema é preferível ao outro. Uma vantagem da competição é que elimina a variação de renda que é causada por fatores comuns aos trabalhadores de uma determinada firma.

Por último, os autores acrescentam na análise, trabalhadores heterogêneos. Assim, competições dentro da firma não vão produzir uma alocação eficiente de recursos quando a informação é assimétrica. Não adianta ter competição (ou o estímulo à competição) se as qualificações são diferentes. Em particular, trabalhadores menos qualificados tentam contaminar firmas compostas por trabalhadores de alta qualificação, mesmo quando não há complementaridades na produção. Essa contaminação resulta numa queda geral da solução eficiente, se trabalhadores de baixa qualificação não forem barrados na entrada. Isto é, quem tem baixa qualificação não tem incentivo para manter uma alta eficiência gerando desigualdade de renda. Alta desigualdade fornece incentivos para trabalhar mais, investir e empreender riscos com altas taxas de retorno. Se pessoas altamente qualificadas são muito mais produtivas, então grandes diferenças nas taxas de retorno podem incentivar mais pessoas a buscarem qualificação (CINGANO, 2014).

Li e Zou (1998) acrescentam na função de utilidade do seu modelo teórico, os gastos do setor público, dividido em serviços de produção e de consumo, o que acaba contribuindo para desigualdade de renda levar a um crescimento econômico mais alto. As taxas ótimas de crescimento da renda, do consumo e a acumulação do capital são as mesmas na trajetória equilibrada e como todos os indivíduos são semelhantes, a taxa de crescimento será igual para todos os  $N$  indivíduos. Após a determinação da taxa do imposto de renda sobre o capital ( $\frac{d\tau_i}{d\sigma_i}$ ), e o uso das condições de Hall (1988),  $\tau_i$  (a taxa do imposto de renda) cresce

monotonicamente com o aumento da proporção de renda  $\sigma_i$  e altera o papel específico dos gastos governamentais previstos em Alesina e Rodrik<sup>20</sup>.

Portanto, o que garante teoricamente essa relação positiva entre a desigualdade e o crescimento, é considerar a existência de dois tipos de consumo em uma sociedade democrática, em que os indivíduos tentarão alocar os recursos entre o consumo público e o privado. Segundo Li e Zou (1998, p. 4), com mais renda disponível para o eleitor mediano como resultado de uma distribuição mais equitativa da renda, as pessoas votarão por um imposto de renda mais elevado, a fim de alocar mais recursos para o consumo público, em seu esforço para igualar a utilidade marginal entre o consumo privado e o público.

Eles confrontam os resultados encontrados por Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994), usando as mesmas regressões e incluindo mais variáveis explicativas. São usados dados de alta qualidade sobre o coeficiente de Gini medido pela renda bruta líquida, gasto per *capita* e familiar, para 112 países desenvolvidos e em desenvolvimento entre 1947-1994, totalizando 2480 observações, compilados por Deininger e Squire (1996). Com o foco de investigar a relação entre o crescimento e a desigualdade de renda, os efeitos do PIB per *capita* e o nível da educação são controlados como na literatura atual sobre crescimento.

A estratégia empírica consiste de quatro variações, onde a regressão de base é feita com os modelos de efeitos fixos e aleatórios: 1) a regressão de base; 2) a regressão de base com variáveis *dummies* específica – tempo; 3) a regressão de base com variáveis *dummies* democráticas e 4) a regressão de base com variáveis *dummy* democrática e variáveis *dummies* específica – tempo.

Em todas as regressões citadas anteriormente, os coeficientes de Gini são positivos no médio prazo e essa descoberta é consistente com prognóstico teórico geral de que há uma relação ambígua entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico e às vezes, positiva. Um menor coeficiente de Gini pode levar à uma taxa de imposto de renda mais alta, e conseqüentemente, um crescimento econômico menor. Essa ideia corrobora com Lewis (1954), Kaldor (1956) e Pasinetti (1962) em que, a desigualdade de renda pode gerar altas taxas de poupança e grandes níveis de crescimento. Portanto, se o rico tem uma parcela maior da renda, ou se a renda é distribuída de forma desigual em uma sociedade, as altas taxas de

---

20 Para uma demonstração matemática das informações citadas aqui, ver a p.4 de Li e Zou (1998).

poupança agregada permitem aumento na quantidade de investimentos e na geração de emprego e renda.

Forbes (2000) realiza uma reavaliação entre a relação entre a desigualdade e o crescimento. A autora contesta a crença predominante na literatura de que a desigualdade de renda tem um efeito negativo sobre o crescimento econômico. Ela também argumenta que erros de medição e técnicas diferentes de estimação (*cross-section* ou séries temporais) implicam em níveis de significância e sinais do coeficiente de desigualdade diferentes.

É usado um conjunto de dados melhorado para reduzir os possíveis erros de medição e estimativa em painel que permite controlar os efeitos específicos de cada país invariante no tempo, com a função de eliminar uma fonte potencial de viés de variável omitida. Os resultados encontrados levam à interpretação de que, no curto e médio prazo, um aumento no nível de desigualdade em um país tem uma relação altamente robusta positiva e significativa com o crescimento econômico subsequente.

A principal crítica sobre os modelos que procuram um efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento posterior é que essa relação depende de fatores exógenos, como a riqueza agregada, as instituições políticas ou o nível de desenvolvimento. Em termos econométricos, muitas estimativas desse efeito não são robustas e quando é realizada alguma análise de sensibilidade (inclusão de variáveis explicativas ou *dummies* regionais) o coeficiente de desigualdade, embora permaneça negativo, torna-se insignificante (FORBES, 2000).

Forbes (2000, p. 870) também afirma que esses tipos de estudos apresentam dois potenciais problemas econométricos: erros de medida da desigualdade e viés da variável omitida. Erros de medida aleatórios podem gerar uma atenuação do viés e reduzir a importância dos resultados. Potencialmente mais problemático, no entanto, o erro sistemático poderia levar a um viés positivo ou negativo, dependendo da correlação entre o erro de medida e as outras variáveis na regressão. O viés de variável omitida também pode apresentar problemas, embora seja impossível prever a direção desse viés num contexto multivariado. De maneira contrária, se a relação da desigualdade e crescimento apresentar fortes correlações univariadas com uma variável omitida, o resultado pode ser um viés significativo.

Esclarecendo melhor como a autora realizou sua estimação, é válido salientar que a técnica de estimação em painel permite estimar como uma mudança no nível de desigualdade dentro de um país leva a uma mudança na taxa de crescimento desse país. É usado um modelo linear como em maior parte dos modelos existentes no quadro teórico e similar ao empregado por Perotti (1996) mas com a inclusão de dois tipos de variáveis *dummies* (*dummy* país e período)<sup>21</sup>. As fontes de dados sobre a desigualdade são derivadas de Deininger e Squire (1996) e a desigualdade é medida pelo coeficiente de Gini. O artigo foca no crescimento dos países entre 1966-1995 e utiliza quatro técnicas de estimação alternativas (Efeitos Fixos, Efeitos Aleatórios, Matriz  $\pi$  de Chamberlain e o estimador GMM de Arellano e Bond).

Apesar de usar o mesmo modelo de Perotti (1996), que encontrou uma relação negativa entre a desigualdade e o crescimento, Forbes (2000, p. 878) encontra em todas as estimações um coeficiente positivo e altamente robusto ao nível de 5% de significância. Assim, um aumento de dez pontos no coeficiente de Gini de um país está correlacionado com um aumento de 1,3% no crescimento médio anual durante os próximos cinco anos. Dentro da análise de sensibilidade, as estimativas OLS *pooled* para um período de cinco anos são insignificantes, porém, quando os efeitos específicos são incorporados nesse modelo, as estimativas voltam a ficar positivas e significativas, sugerindo que o efeito específico – país, invariante – tempo e variáveis omitidas geram um viés negativo significativo sobre o coeficiente estimado da desigualdade.

Forbes (2000) chama a atenção para um ponto crucial em abordagens empíricas, as estimativas encontradas em seu artigo servem de sugestão e que a relação entre a desigualdade e o crescimento não é unanimidade entre os pesquisadores. É necessária uma reavaliação cuidadosa do sinal, da direção e da força da ligação entre estas duas variáveis. Foram encontradas relações robustas mas tendo como premissas as teorias que retratam os efeitos positivos da desigualdade sobre o crescimento econômico, portanto, são necessários mais pesquisas teóricas e empíricas para avaliar os canais através dos quais, a desigualdade, o crescimento e outras variáveis são relacionadas.

Com a mesma finalidade, Frank (2009) faz uma análise entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico entre os estados norte-americanos e apresenta um novo

---

<sup>21</sup>Para melhor justificativa do uso das variáveis *dummies* ver a seção 2 de Forbes (2000).

painel abrangente de medidas de desigualdade de renda anual a nível estadual entre 1945 e 2004. Após a Segunda Guerra Mundial, muitos estados apresentaram uma renda estável tendo como parâmetro de diagnóstico a parte da renda formada pelo decil superior, mas em seguida houve um aumento na desigualdade durante o período de 1980-1990. Completa o objetivo deste artigo, uma análise de longo prazo na relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico e os resultados mostram uma relação positiva entre estas variáveis, com grande contribuição da concentração de renda na extremidade superior dessa distribuição.

Um painel de dados com  $N$  indivíduos e  $T$  períodos de tempo grandes com observações anuais dos quarenta e oito estados contíguos ( $N = 48$  e  $T = 60$ ) é usado no período 1945-2004 e serve para reavaliar a relação empírica entre desigualdade e crescimento. As medidas de desigualdade são provenientes de dados fiscais relatados em Estatísticas de Renda publicadas pelo órgão norte-americano IRS (*Internal Revenue Service*) equivalente à Receita Federal. Como é uma medida ampla de renda, além de salários também inclui os rendimentos de capital (dividendos, juros, aluguéis e royalties) e rendimento empresarial (auto emprego, pequenas empresas). Com o uso de seis medidas alternativas de desigualdade (*Top* 1%, *Top* 90-99%, Coeficiente de Gini, Índice de Atkinson  $\varepsilon = 0,5$ ; Índice de Atkinson  $\varepsilon = 1,5$  e Índice de Entropia de Theil)<sup>22</sup> o autor constrói a medida de desigualdade que será usada em suas estimações que é a parte (quota) do decil de renda mais alto (*Top*) baseado no método de interpolação do histograma – dividido sugerido por Cowell (1995).

A ligação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico é investigada primeiro a partir de um painel dinâmico com uma especificação de defasagem distribuída autorregressiva (ARDL) comum com uma equação que incorpora o efeito fixo invariante no tempo para o estado  $i$  e o efeito temporal invariante para o estado no tempo  $t$ . Um problema surge se o log do PIB real per capita e a desigualdade de renda são não – estacionários onde é necessário fazer testes de cointegração entre estas variáveis. São usados vários testes de estacionariedade de painel de Hadri (2000) e encontrados resultados não - estacionários consistentes com os dados de Piketty e Saez (2003). Também são empregados o teste de Kao (1999), um teste de Dickey – Fuller aumentado aplicável a um painel de dados, bem como

---

22 Para uma melhor discussão ver o Apêndice A de Frank (2009, p. 65) – Construção das medidas de desigualdade.

teste de Pedroni (1995, 2004) e um teste Phillips e Perron agrupados – tipo de teste para dados em painel<sup>23</sup>. Os autores, com um nível de significância de 1%, rejeitam a hipótese nula de ausência de cointegração.

A estratégia empírica para análise da associação de longo prazo entre a desigualdade e o crescimento é feita via três estimadores alternativos de correção de erro em um painel dinâmico: o estimador de efeitos fixos (FE), o estimador de médias de grupos (MG) de Pesaran e Smith (1995) e o estimador *pooled* (agrupado) MG de Pesaran, Shin e Smith (1999). Tanto no ARDL (1,1) como no *Schwarz Bayesian Criterio* (SBC) (3,3) utilizado nos dois últimos modelos, a parte (quota) do decil de renda mais alto (*Top*) e o crescimento econômico apresentam uma relação de longo prazo positiva e estatisticamente significativa. Segundo Frank (2009, p. 65), os resultados implicam que um aumento no desvio padrão da parte da renda *Top* 10% está relacionada a um aumento da taxa de crescimento de longo prazo da renda real *per capita* de 0,072% *ceteris paribus*. O uso de várias medidas alternativas de desigualdade de renda também encontrou uma relação positiva estimulada principalmente pela concentração de renda no interior da extremidade superior da distribuição do rendimento. As limitações dos dados da IRS, no entanto, impediu uma análise da desigualdade na base da pirâmide, a partir do qual poderia se esperar o efeito oposto.

Assim, confrontando os resultados desses estudos com os da subseção anterior, fica evidente a não-existência de unanimidade nos resultados da relação desigualdade-crescimento. Os estudos de Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994) sugerem uma relação negativa. Já as pesquisas de Li e Zou (1998) e Forbes (2000) encontraram uma relação positiva entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico. Os três canais de transmissão (Hipótese de Kaldor, Custos indivisíveis de investimento e o *trade-off* entre eficiência e equidade) da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico são usados de maneira específica para captar os efeitos positivos. As evidências empíricas acima encontraram efeitos positivos devido em alguns casos, ao uso da hipótese do *trade-off* entre eficiência e equidade, outras incluíram um novo componente na função de utilidade e outras usaram dados para estados graças à homogeneidade presente nos dados sobre a desigualdade de renda, diferente de um estudo entre o diferencial de crescimento entre países.

---

23 Frank (2009) afirma que a cointegração está implícita se existe uma relação de longo prazo entre a renda real *per capita* e a desigualdade de renda.

A análise de algumas estimativas empíricas permitiu o teste para a existência dessas relações e dependendo do estimador usado e da hipótese adotada foi encontrado o efeito positivo. A grande dificuldade surge no uso das medidas de desigualdade, pois podem apresentar erros de medida devido à comparação entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. O viés de variável omitida que contém o nível de desenvolvimento das instituições de cada país, o grau de mudança tecnológica e os erros de medida podem influenciar na direção e no sinal da relação entre desigualdade e o crescimento.

## 4 Crescimento e Desigualdade na América Latina

Esta seção fará uma exposição dos efeitos das crises sobre as economias latino-americanas, com a apresentação das variáveis que influenciam as suas taxas de crescimento. Serão exibidos motivos para considerar essa região como a mais pobre e mais desigual do mundo, como também, a ligação entre os dados e o comportamento da economia nesse período com o modelo teórico proposto nessa pesquisa.

### 4.1 Perspectivas Históricas e Efeitos das Crises Econômicas na América Latina

De acordo com Prebisch (1962), a América Latina era considerada uma parte da periferia do sistema econômico mundial, com o papel específico de produzir alimentos e fornecer matérias primas para as nações desenvolvidas. Por desenvolver-se inicialmente com atividades primárias, em termos de trocas internacionais, os países que compõem essa região apresentavam menores níveis de produtividade no esquema da divisão internacional do trabalho. A solução para o problema de baixa produtividade, segundo o autor, dá-se via industrialização o que possibilita a elevação progressiva do nível de vida da população. Isso é possível com a importação de bens de capital e aumento da exportação de matérias primas.

Portanto, quanto mais ativo for o comércio exterior da América Latina, maiores serão as possibilidades de aumentar a produtividade de seu trabalho, mediante formação intensa de capitais. A solução não está em crescer em função do comércio exterior, mas saber extrair, de um comércio exterior cada vez maior, os elementos propulsores do desenvolvimento econômico (PREBISCH, 1962). A Tabela 01 expõe a trajetória da Formação Bruta de Capital (F.B.C.), Valor Adicionado da Indústria (V.A.I.), Valor Adicionado de Manufatura (V.A.M.), Comércio, Formação Bruta de Capital Fixo (F.B.C.F.) e Valor Adicionado pela Agricultura (V.A.A.) entre 1970 e 2010, e procura mostrar a importância de aliar-se formação bruta de capital com o valor adicionado pela indústria para possibilitar maiores taxas de crescimento do PIB *per capita* da região.

Um fato importante, é que com a crise da década de 80, a região apresentou uma queda na formação bruta de capital e no valor adicionado pela indústria de 3,99% entre os anos de 1981 a 1985, mas manteve um aumento considerável no comércio externo, onde configura nesse mesmo período 31,51% do PIB.

**Tabela 01: Comportamento das Variáveis ao longo do tempo**

| Anos      | F.B.C. <sup>a</sup> | V.A.I. <sup>b</sup> | V.A.M. <sup>c</sup> | Comércio <sup>d</sup> | F.B.CF. <sup>e</sup> | V.A.A. <sup>f</sup> |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| 1970-1975 | 7,77                | 5,52                | 4,68                | 26,07                 | 20,50                | 12,75               |
| 1976-1980 | 5,51                | 5,89                | 4,67                | 29,93                 | 22,35                | 11,41               |
| 1981-1985 | -3,99               | -3,99               | 0,29                | 31,51                 | 19,60                | 10,00               |
| 1986-1990 | 1,76                | 2,05                | 2,50                | 34,91                 | 19,44                | 9,66                |
| 1991-1995 | 6,01                | 2,93                | 2,54                | 36,28                 | 18,67                | 7,64                |
| 1996-2000 | 4,84                | 2,43                | 2,21                | 41,93                 | 19,07                | 5,97                |
| 2001-2005 | 2,47                | 2,47                | 2,39                | 47,00                 | 18,49                | 5,81                |
| 2006-2010 | 6,50                | 2,70                | 2,06                | 49,16                 | 20,42                | 5,08                |

**Fonte:** Elaboração própria, a partir de dados do Banco Mundial. (\*) Nota: <sup>a</sup> Formação Bruta de capital é medida pela taxa de crescimento (%) anual da formação bruta de capital baseada em moeda local constante (agregados são baseados em dólares constantes de 2005); <sup>b</sup> Valor adicionado da Indústria é medido pela taxa de crescimento (%) anual do valor industrial agregado com base em moeda local constante (US\$ 2005); <sup>c</sup> Valor adicionado de Manufatura é medido pela taxa de crescimento (%) anual do valor agregado da manufatura com base em moeda local constante; <sup>d</sup> Comércio é a soma das exportações e importações de bens e serviços medidos em percentual do produto interno bruto; <sup>e</sup> Formação Bruta de Capital Fixo inclui melhoramentos de terrenos, máquinas, instalações e compras e é medido em percentual do PIB; <sup>f</sup> Valor Adicionado da Agricultura inclui silvicultura, caça e pesca, bem como o cultivo de culturas e produção de gado e é medido em percentual do PIB.

A formação bruta de capital fixo da América Latina manteve-se praticamente estável, oscilando em torno de 18 a 22% do produto interno bruto entre 1970 e 2010. Em termos de comparação, a dos Estados Unidos encontra-se no intervalo de 20 a aproximadamente 24% do PIB nesse mesmo período e com uma formação bruta de capital sempre acima dos 20%, enquanto que na América Latina não atingiu 8% de crescimento anual.

Também vale destacar na tabela 01 acima que, tanto o valor adicionado pela manufatura como o adicionado pela agricultura apresentaram queda ao longo do tempo; após 1986, a manufatura contribuiu entre 2,00% e 2,50% a.a. e a agricultura caiu de 9,66% à 5,08% do PIB. Isso mostra a necessidade de políticas de fomento à esses setores para possibilitar a recuperação da competitividade com o setor externo, assim como um aumento de produtividade nos respectivos setores da economia da região.

Na verdade, e considerando que este foi um período marcado por vários choques da economia mundial, as economias latino-americanas não lograram pôr em prática um padrão de desenvolvimento, baseado nos empréstimos estrangeiros, em que a taxa de crescimento do valor novo superasse a taxa de juros. Em consonância com este quadro, já no início dos anos 1980, os países da região passavam a implementar um esforço exportador desmesurado com o único propósito de criar receitas em divisas estrangeiras necessárias ao pagamento do serviço da dívida (BALANCO *et al*, 2003).

Como exemplo, apenas para ilustrar as consequências de baixo nível de formação bruta de capital fixo e a queda da manufatura, com uma análise fixada em 1985, Kilsztajn (1998) compara a margem de lucro, a relação capital-produto e a taxa de lucro dos países industrializados e da América Latina, como também discute a relação entre a taxa de lucro e o nível de produtividade e salário dessas economias.

Segundo Kilsztajn (1998, p. 68):

[...] seria importante salientar que, embora com o dobro da margem de lucro, a América Latina apresenta a metade da relação investimento/excedente dos países industrializados. Desta forma, em moeda local ou em dólares, a participação da formação bruta de capital no produto da América Latina acaba por ser igual à taxa de investimento dos países industrializados. Entretanto, devido à diferença dos preços dos bens de produção em relação aos preços dos bens de consumo nos países industrializados e na América Latina, em paridade do poder de compra das moedas (PPP), ou seja, em termos reais, a taxa de investimento dos países industrializados é 60% maior que a taxa de investimento dos países da América Latina.

Logo, baixos níveis de produtividade e competitividade em relação aos países desenvolvidos podem ser um dos vários motivos para contribuir com menores taxas de crescimento econômico na região e o aumento da pobreza e da desigualdade em suas múltiplas dimensões. Outros autores defendem a hipótese da desigualdade de renda persistente ao longo do tempo nas estruturas sociais da América Latina. Birdsall *et al.* (1995) realizam uma comparação entre o desempenho da economia da América Latina e do Leste Asiático entre 1960-1985, como também, os impactos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico e apontam os motivos para a efetivação de uma enorme concentração de renda.

Segundo Birdsall *et al.* (1995), a elite política da América Latina não realizou uma reforma agrária abrangente, os investimentos do governo em educação eram voltados para as famílias ricas, não existiam incentivos para o desenvolvimento da agricultura e das exportações, o que resultou em um crescimento lento da demanda de mão-de-obra. Esse

menor nível de demanda por mão-de-obra aumentou a quantidade de subempregados e desempregados, incentivando a criação de programas de transferência de renda.

Diante de um cenário de pobreza crescente, surgiram regimes populistas que utilizavam a redistribuição de renda às famílias em situação de vulnerabilidade. Há uma contribuição à falta de incentivo no mercado de trabalho, o que também prejudica a produtividade dos trabalhadores. Mas, como em toda nação que apresenta um sistema ineficiente de arrecadação e predominam empregos com baixo nível de produtividade, esses programas tornaram-se fiscalmente insustentáveis e atrasaram o crescimento. Isso tudo resultou na persistência de grandes níveis de desigualdade e pobreza e na mitigação do crescimento da economia.

Em relação à redistribuição de renda, o modelo teórico assume a hipótese do eleitor mediano em que os agentes pobres preferem transferências diretas em relação ao investimento público se a desigualdade é alta. Em um cenário de baixa desigualdade, como maioria na sociedade, os pobres preferem investimento em bens públicos no lugar de transferências de montante fixo. Portanto, quanto menor a desigualdade, maior a capacidade do governo em ofertar bens públicos, devido à maior capacidade de arrecadação.

Como citado anteriormente, o aumento de pessoas em situação de pobreza levou ao aumento do papel do Estado em políticas de bem-estar social, principalmente em épocas de crise, indo de encontro com o papel do setor público no modelo de um agente representativo da próxima seção.

Outro grande problema analisado diz respeito à relação entre a desigualdade de renda e a demanda por escolaridade. De acordo com Birdsall *et al.* (1995, p. 282):

[...] os níveis educacionais inferiores à média registrados na América Latina contribuíram para a existência de níveis de desigualdade nas remunerações superiores à média. Também existiu um efeito de retroalimentação, fechando um círculo vicioso, entre a elevada desigualdade e as baixas taxas de matrícula. A elevada desigualdade da renda limita a demanda de educação das unidades familiares e provavelmente reduz a oferta pública. Devido às limitações orçamentárias e imperfeições no mercado de capital, as unidades familiares pobres não realizam investimentos de capital humano em seus filhos, mesmo quando a rentabilidade é elevada. A urgente necessidade de utilizar a renda simplesmente para subsistir exclui investimentos de alta rentabilidade e limita a demanda por educação.

O baixo nível de escolaridade e o aumento da desigualdade contribuiu com baixas taxas de crescimento da economia latino-americana em comparação com o Leste Asiático. Birdsall *et al.* (1995) afirmam que isso acontece devido as desigualdades na distribuição da

educação e da renda terem um grande impacto negativo sobre a taxa de crescimento econômico. O resultado dessa desigualdade na educação em dimensões quanti e qualitativamente, mitigou o crescimento da América Latina, não permitindo chances de aumentar a produtividade dos trabalhadores. Outro problema também surgiu, ao considerar-se a pouca oferta de mão-de-obra qualificada e em contrapartida uma maior remuneração dos trabalhadores com esse perfil, possibilitaram a ampliação da concentração de renda. Como dito no parágrafo anterior, existe um círculo vicioso entre o crescimento, a desigualdade de renda e no campo microeconômico, o investimento em capital humano. A pouca renda limita apenas investimentos de subsistência e diminui a procura por qualificação.

O modelo teórico desenvolvido no capítulo 5, fará uma ligação com os efeitos da desigualdade de renda (*proxy* para ativos) no curto e no longo prazo e suas implicações no crescimento econômico dos países selecionados da América Latina. Assumem-se dois pressupostos para a introdução do efeito positivo de curto prazo da desigualdade. O primeiro pressuposto assume que a dotação ( $\omega^R(D_t)$ ) (renda) dos indivíduos ricos lhes permite alcançar um elevado nível de produtividade. Já a dotação dos indivíduos pobres fica abaixo de um ponto crítico ( $\omega^c$ ), assim ter-se-á  $\omega^P(D_t) < \omega^c \leq \omega^R(D_t)$ . O segundo considera um ambiente com atritos (fricções) no sistema financeiro, o que caracteriza as imperfeições no mercado de crédito. A análise anterior feita por Birdsall *et al.* (1995) sobre a relação entre a desigualdade de renda e a demanda por escolaridade justifica o diferencial no nível de produtividade apresentado historicamente na região e consequentemente o uso desses pressupostos para captar que em um primeiro instante, alta desigualdade significa que uma parcela maior do ativo produtivo é usada em empresas que produzem numa escala eficiente.

Um dos pressupostos presentes no modelo teórico sobre a dotação dos agentes, afirma que a desigualdade pode mudar exogeneamente, mas com probabilidades específicas. Como será demonstrado abaixo através de dados, há uma probabilidade superior à 50% ( $\pi > \frac{1}{2}$ ) da desigualdade atual ser igual à desigualdade passada ( $D_t = D_{t-1}$ ). Portanto, um alto valor de  $\pi$  evidencia forte persistência da desigualdade, principalmente em períodos de crise na América Latina.

Segundo Martins (2014), as décadas de 1980 e 1990, apresentaram picos inflacionários, dotados de crises num contexto econômico bastante instável. O resultado

disso foi o aumento de pessoas em situação de pobreza e, posteriormente, a ampliação do papel do Estado com políticas redistributivas com o propósito de reduzir as desigualdades de renda. Os anos 1980, na América Latina, ficaram conhecidos como “a década perdida”, no âmbito da economia. Das taxas de crescimento do PIB à aceleração da inflação, passando pela produção industrial, poder de compra dos salários, nível de emprego, balanço de pagamentos e inúmeros outros indicadores, o resultado do período é medíocre. No Brasil, a desaceleração representou uma queda vertiginosa nas médias históricas de crescimento dos cinquenta anos anteriores (MARANGONI, 2012).

O desempenho da economia brasileira, durante a década de 80, por conta da crise externa, foi decepcionante. As taxas de crescimento do PIB apresentaram uma tendência declinante. Em 1980, último ano da expansão, a taxa de crescimento situou-se em 10,2%. Já em 1981, esse percentual recuaria para -4,3%. A recessão somente foi interrompida em meados da década (84-85). Verificaram-se grandes superávits comerciais e, em 1986, foi lançado o Plano Cruzado, que gerou um clima de euforia no país e a falsa percepção de que os problemas decorrentes da administração da dívida haviam sido superados. A derrocada do Plano Cruzado levou o país à um novo ciclo recessivo. Os Planos Bresser e Verão não conseguiram frear a crise e tampouco o processo inflacionário (MÁRCIO, 2012).

A América Latina apresentou o mesmo cenário com queda considerável em muitos índices. Como exemplo, de acordo com Fiori (1999), houve uma impressionante queda da taxa média anual de crescimento do PIB. Em sua fase de recessão (1980-1985), a taxa anual do PIB desta região crescia em média 0,6%, já em sua fase de recuperação (1985-1990), ela subiu não mais que 1,9%. As importações reduziram-se à média anual de 8,1%, contudo, o fraco desempenho das exportações (0,8%) era reflexo da queda dos índices dos preços médios do principal produto de exportações da região, as *commodities*, as quais caíram 20% em termos nominais (LOPES, 2011).

A tabela 01 demonstra os efeitos causados pela crise no setor produtivo, com a queda na formação bruta de capital e no valor adicionado pela indústria e a manufatura no período entre 1980 e 1990. O resultado da diminuição desses indicadores em comparação com o PIB corrobora a chamada década perdida e representou uma grande perda para grande parte da população. A queda na produção industrial e no nível de emprego contribuiu com o aumento de pessoas abaixo da linha da pobreza e consequentemente, com uma maior instabilidade política na América Latina, não criando um ambiente apto para investimentos.

Alves (2010) também considera os anos 80 uma década perdida, afirmando que a renda *per capita* caiu de \$3.620 dólares em 1980 para \$3.321 dólares em 1990, e ao mesmo tempo, o percentual da população abaixo da linha de pobreza subiu de 40,5% para 48,3% no mesmo período. Logo, torna-se evidente que, a queda da renda *per capita* e o aumento no percentual de pessoas vulneráveis, intrínsecos à crise, colocaram quase metade da população latino-americana em situação de pobreza.

Houve uma certa melhora na década de 1990, com a recuperação da renda e a diminuição da pobreza até o ano 2000. Ainda, de acordo com Alves (2010), em 1994 a renda *per capita* voltou ao patamar de 1980, embora a pobreza tenha caído apenas para 45,7%, mantendo-se acima daquela registrada em 1980. No ano de 2000 a renda *per capita* chegou a \$3.886 dólares e a pobreza a 42,5%. Os dois primeiros anos do terceiro milênio foram de crise com a renda *per capita* caindo para \$3.746 dólares em 2002 e a incidência de pobreza subindo para 44,3%.

O nível de pobreza e da renda *per capita* provocou o aumento da desigualdade de renda entre os países que compõem a América Latina. Segundo Estenssoro (p. 124, 2003):

[...] quanto à distribuição da renda, a CEPAL (2001) afirma que a participação dos 10% mais ricos é muito elevada e que em alguns países captam mais de 35% da renda total, superando em muitos casos em mais de 20 vezes a renda dos 40% mais pobres. Por sua vez, cerca de 70% dos habitantes da região vivem em domicílios com renda inferior à média. Durante os anos 1990, apesar de muitos países terem expandido a economia e aumentado o gasto social, a região não conseguiu melhorar a distribuição de renda. A exceção foi o Uruguai (Gini de 49,2 em 1990 e 44,0 em 1999). O coeficiente de Gini aumentou entre 1990 e 1999 no Brasil (62,7 para 64,0) e na Argentina (50,1 para 54,2), enquanto que no México ficou estável (53,6 e 53,9).

A perda de credibilidade com relação aos investimentos externos, diminuição nas linhas de financiamento para obras de infraestrutura na região e a discussão do papel do Estado na condução da política econômica estimularam o questionamentos de órgãos externos como o Fundo Monetário Internacional (FMI) e o Banco Interamericano de Desenvolvimento na solução da crise da década de 80. O Estado do Bem-Estar Social é questionado e torna-se inviável diante do cenário de crise fiscal e aumento dos endividamentos internos e externos. O Consenso de Washington em 1990 apresentou recomendações sobre a disciplina fiscal, prioridades nas despesas públicas, reforma de

impostos, taxas de juros, de câmbio, política de comércio, investimento estrangeiro direto, privatizações, desregulamentação e os direitos de propriedade.

As recomendações de Washington, no final da década de 1980, são precisamente recomendações econômicas com o objetivo de “arrumar a casa” e dar passagem ao capital externo à Região que havia se fechado a ele, pois, com o passar do tempo, a Região tornara-se protecionista, ou porque, em função de sua instabilidade econômica, afugentara os investimentos externos e porque o tamanho do Estado deveria ser reduzido. Deve-se considerar que o “Consenso”, em si, em nenhum momento sugere ou apresenta a expressão “Estado mínimo”, mas acredita que a saída para a crise é a disciplina fiscal, a prioridade de despesas e funções (o que vai ao encontro da teoria da “crise fiscal” quando salienta a importância dos gastos com o objetivo de aumentar a rentabilidade do capital) (BEM, 2005).

A crise fiscal que ocorrera na região entre 1980 e 1990 tornou muitos países dependentes do financiamento externo. De acordo com Balanco, Pinto e Milani (2003, p. 678):

[...] para estes países a cristalização deste quadro deletério deu-se mediante a fixação de um processo estrutural de reprodução da dependência e da crise. Evidentemente, este processo corresponde ao endividamento, o qual nada mais representa do que a colocação em prática pelos países centrais de medidas voltadas para o enfrentamento da queda da taxa geral de lucro. Os fluxos de capitais passaram a migrar do centro para a periferia latino-americana, primeiro como capitais de empréstimos e, depois, como capitais voláteis especulativos. Isto quer dizer que a chamada globalização do capitalismo tem entre suas componentes uma estrutura representada pelo aprofundamento da dependência dos países atrasados através do processo de endividamento. Portanto, as reformas neoliberais, iniciadas no começo dos anos 1990, viabilizaram o aprisionamento destes países em uma teia de vínculos que os prendem a esta situação de beco sem saída.

Como já mencionado, a renda *per capita* volta a cair no início dos anos 2000 com uma nova crise, diminuindo para \$3.746 dólares em 2002, a incidência de pobreza subindo para 44,3% e a desigualdade aumentou entre 1990 e 1999 como afirmado por Estenssoro (2003). De acordo com Singer (2009), A América Latina, como região bastante vulnerável, também é atingida fortemente pela crise mundial de 2008. Mudanças das condições econômicas externas, como fuga das divisas fortes aos países desenvolvidos, extinção do crédito externo e grande redução das exportações e das entradas de investimentos diretos estrangeiros são características pertencentes à região durante este período.

No caso do Brasil, embora os bancos privados nacionais não tenham sofrido perdas por efeito da crise dos créditos hipotecários estadunidenses, eles se entregaram ao pânico e comprimiram a oferta de crédito, punindo os bancos menores, dependentes de aplicações (*funding*) dos grandes bancos, que recebem a maior parte dos depósitos das empresas e famílias. Os pequenos bancos financiam micro e pequenas empresas, que ocupam grande parte da população economicamente ativa. A contração de sua atividade provocou redução ponderável da produção deste segmento. A grande indústria, por sua vez, foi atingida tanto pela queda das exportações como pela diminuição do crédito aos compradores de automóveis, eletrodomésticos e outros bens de valor elevado (SINGER, 2009).

Cano (2009) afirma que a crise de 2008 afetou a América Latina com uma queda do PIB em 2009, em torno de -2% e recuperação em 2010, onde o Banco Mundial estima em 2%. Dentre os mais desenvolvidos da região, o México apresenta uma queda entre -5% a -7%, no caso do Brasil, em cerca de -1% e de 1,5% para a Argentina. Para o autor, desde agosto-setembro de 2008, surgiram sinais da crise com a desaceleração, queda de preços, forte redução da produção industrial e das exportações, desemprego etc. A implantação das políticas neoliberais mais a crise da dívida, colocou o México em lugar de destaque nesta crise, com o grau de manifestação maior em grande parte dos países da região no último trimestre de 2008.

Tomando-se o período que vem desde a crise de 1982 até 2008, houve uma taxa média anual do PIB em torno de 2,4%. No caso do Brasil, no período 1980-2008, a taxa média anual foi de 2,6% ou 2,3%, se considerarmos 1980-2004 e separarmos o “Efeito China”. Ambos, bem abaixo da média regional (CANO, 2009). Lustig *et al.* (2012) estudaram o comportamento da desigualdade de renda em 17 países da América Latina (Equador, El Salvador, Argentina, Peru, Venezuela, México, Brasil, República Dominicana, Panamá, Paraguai, Chile, Bolívia, Costa Rica, Uruguai, Guatemala, Honduras e Nicarágua) entre 2000 e 2010 e, apontam motivos para seu declínio<sup>24</sup>, principalmente na Argentina, Brasil e México. Após ter aumentado na década de 1990, a desigualdade de renda diminuiu a partir de 2000 na maioria dos países. No final de 1990, a América Latina apresentou um

---

24 Para Lustig *et al.* (2012) existem duas razões principais que contribuíram com a queda da desigualdade: 1) A diminuição da distância de renda entre trabalhadores qualificados e pouco qualificados e 2) o aumento das políticas redistributivas governamentais para as famílias pobres.

Gini médio de 0,530, mas, em 2010, o coeficiente de Gini da renda *per capita* doméstica caiu para 0,497.

Em meados dos anos 2000, com um coeficiente de Gini de 0,530, a América Latina era 18% mais desigual que a África Subsaariana, 36% mais desigual que o Leste da Ásia e Pacífico e 65% mais desigual do que os países desenvolvidos. Por volta de 2010, o coeficiente de Gini da distribuição de renda familiar *per capita* variou de 0,387, 0,442 e 0,453 na Venezuela, Argentina (área urbana) e do Uruguai, respectivamente, e para 0,556 e 0,567 na Bolívia e Honduras (LUSTIG *et al.*, 2012).

No quesito importações e exportações, a tabela 02 apresenta dados das três maiores economias da região e do Chile. Vale salientar que, apesar de estruturas produtivas e de exportações diferenciadas, os efeitos negativos de porte são parecidos. Deste modo, o total das duas categorias que formam a balança comercial caíram de maneira considerável, bem acima da média regional. No caso do Brasil, as maiores reduções foram nas exportações de produtos básicos agropecuários, petróleo e minérios. O ano de 2009 apresentou certa recuperação graças à retomada parcial dessas exportações para a China (CANO, 2009).

**Tabela 02: Efeitos da Crise sobre a Balança Comercial**

|           | Jan./Jul. 2009/2008 (%)* |     |             |                                      |
|-----------|--------------------------|-----|-------------|--------------------------------------|
|           | Exportações totais       |     | Importações | Produção industrial<br>manufatureira |
|           | industriais              |     |             |                                      |
| Argentina | -21                      | -16 | -39         | -2                                   |
| Brasil**  | -25                      | -32 | -29         | -12                                  |
| Chile     | -35                      | -21 | 36          | -10                                  |
| México    | -31                      | 26  | -33         | -18                                  |

**Fonte:** Cano (2009). \* Cifras arredondadas. \*\* Exportações e Importações Totais: Jan./Out.; Exportações Industriais e Produção Industrial: Jan./Set.

## 4.2 Comportamento do Crescimento Econômico e da Desigualdade de Renda

A partir de agora, será feita uma análise do comportamento da taxa de crescimento do PIB *per capita* dos onze países selecionados da América Latina e do nível de desigualdade de renda. Um estudo do Programa das Nações Unidas para os Assentamentos Humanos (ONU-Habitat) destaca o forte crescimento do PIB brasileiro, de 1970 a 2009, deixando para trás o México e os países que formam o Cone Sul – Argentina, Chile, Uruguai e Paraguai. Hoje, o PIB do país representa 32% do total do PIB da América Latina. Mas quando se analisa o PIB *per capita*, o Brasil ocupa uma modesta 13ª colocação, de pouco mais de US\$ 4 mil por ano, abaixo da média latino-americana e dos países mais desenvolvidos da região, como México, Chile, Argentina e Uruguai, e até mesmo da Venezuela, que tem a economia muito dependente do petróleo. O Brasil ainda perde para a maioria dos vizinhos na questão da pobreza. Pouco mais de 20% da população vivem em situação de indigência, percentual maior do que no Uruguai, na Argentina, no Chile e no Peru. Costa Rica e Panamá também ficam à frente do Brasil, com menores percentuais na taxa de pobreza urbana (TABAK, 2012).

A tabela 03 abaixo contém os dados referentes à taxa de crescimento do PIB *per capita* dos países da América Latina e dos Estados Unidos entre 1970 e 2009, e foram obtidos dos Indicadores de Desenvolvimento do Banco Mundial. Já a tabela 04 apresenta os dados sobre o Índice de Gini de maneira decenal, baseados em pesquisas domiciliares primárias obtidas a partir de órgãos de estatística e departamentos governamentais nacionais do Banco Mundial. A priori, uma análise do comportamento do produto de cada país que compõem a amostra ao longo do tempo, demonstra grandes oscilações na taxa média anual de crescimento e uma grande vulnerabilidade às crises externas, sobretudo nos períodos de alta inflação e do aumento do endividamento de cada nação.

A partir de 1990, ocorreram três grandes ciclos na economia latino-americana. A fase ascendente do primeiro desses ciclos foi iniciada graças ao renovado acesso aos mercados internacionais de capitais em meados dos anos 1990. A transferência líquida de recursos através da conta de capitais, que tinha sido negativa com a crise da dívida, voltou a ser novamente positiva. Apesar do tropeço temporário que representou a crise do México em meados de 1994, a abundância de financiamento externo continuou dando suporte ao

crescimento econômico, até que a crise das economias emergentes, iniciada no Leste Asiático em 1997 e depois estendida à Rússia e maior parte do mundo em desenvolvimento em 1998, provocou uma brusca e acentuada interrupção do financiamento externo, com a exceção dos fluxos de investimento estrangeiro direto. O efeito regional foi uma grande desaceleração ou aberta recessão, em um amplo conjunto de economias, especialmente na América do Sul, e uma nova meia década perdida em termos de desenvolvimento econômico (BÉRTOLA e OCAMPO, 2015).

O segundo ciclo caracterizou-se por uma expansão extraordinária entre 2004 e 2007, de fato a mais importante vivida pelas economias latino-americanas desde a expansão ocorrida em 1967-1974. Esse fato é ainda mais importante quando se observa a média não ponderada das taxas nacionais de crescimento, que indica que a fase recente de rápido crescimento foi menos dependente das grandes economias da região do que antes. A expansão baseou-se, desta vez, não apenas em um novo auge do financiamento externo, mas também na sua combinação com uma bonança excepcional dos preços dos produtos primários e altos níveis de remessas de trabalhadores migrantes.

O conjunto de fatores favoráveis perdeu força a partir de 2007 (remessas) e meados de 2008 (final do crescimento do preço dos produtos primários) e transformou-se em um choque externo negativo, como parte da crise financeira internacional de setembro de 2008 e da Grande Recessão mundial subsequente. Já no início desse último ano várias economias da região tinham sofrido uma desaceleração substancial e, no último trimestre, todas entraram em franca desaceleração. O efeito geral foi uma contração da economia latino-americana de 2,1% em 2009, a pior desde a crise da dívida. O conjunto de fatores adversos começou a ser revertido em meados de 2009, com uma forte retomada do crescimento de 6% em 2010. Esse ano pode ser considerado como o início de uma nova fase, embora as taxas de crescimento da região tenham caído novamente em 2011 em meio à continuada incerteza da economia mundial após a Grande Recessão (BÉRTOLA e OCAMPO, 2015).

Com a análise da tabela 03 abaixo, observa-se baixas taxas de crescimento dos países da América Latina, em que apenas na década de 70 e de 90, a taxa média de crescimento foi próxima dos 6%. A taxa média anual de crescimento do produto *per capita* chileno no período de 1970 e 2009 foi de 2,73%, configurando-se como a maior taxa da região. O Chile é o país mais competitivo da América Latina, em 35º lugar no ranking geral,

seguido do Panamá (50º lugar). A economia chilena destaca-se por sua economia estável nos tempos de crise e sólidas instituições, além de ter eficientes mercados financeiros e alta prontidão tecnológica. A Colômbia vem apresentando melhoras nos últimos anos e ganhou cinco posições (RELATÓRIO GLOBAL DE COMPETITIVIDADE 2015-2016).

**Tabela 03: Taxa Média Anual de Crescimento do PIB *per capita* dos países da América Latina e Estados Unidos (%)**

| Países         | 1970-1979 | 1980-1989 | 1990-1999 | 2000-2009 | 1970-2009 |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Argentina      | 1,31      | -2,23     | 3,20      | 1,95      | 1,05      |
| Bolívia        | 1,82      | -2,47     | 1,97      | 1,88      | 0,80      |
| Brasil         | 5,87      | 0,81      | 0,28      | 2,05      | 2,25      |
| Chile          | 0,79      | 2,12      | 5,90      | 2,55      | 2,73      |
| Colômbia       | 3,38      | 1,20      | 1,13      | 2,78      | 2,12      |
| Equador        | 4,36      | 0,10      | 0,12      | 2,15      | 1,68      |
| Estados Unidos | 2,46      | 2,20      | 1,97      | 0,86      | 1,87      |
| México         | 3,35      | 0,12      | 1,68      | 0,39      | 1,39      |
| Paraguai       | 5,65      | 2,00      | 0,68      | 0,33      | 2,17      |
| Peru           | 1,22      | -1,91     | 1,37      | 3,72      | 1,10      |
| Uruguai        | 2,33      | 0,06      | 2,98      | 2,02      | 1,85      |
| Venezuela      | 1,05      | -2,74     | 0,29      | 2,20      | 0,20      |

**Fonte:** Elaboração própria, a partir de dados do Banco Mundial.

O Brasil apresentou um crescimento de 2,25%, seguido do Paraguai com 2,17% e Colômbia com 2,12%. As menores taxas são apresentadas pela Venezuela e Bolívia, respectivamente, de 0,20 e 0,80%. O Brasil, o Chile, a Colômbia e o Paraguai apresentaram crescimento médio maior que o dos Estados Unidos, que foi de aproximadamente 1,87%. Uma das possíveis explicações para esse desempenho da taxa de crescimento norte-americana seria a existência de uma relação inversa entre o nível de renda *per capita* e o crescimento do PIB, corroborando a convergência condicional pertencente aos modelos neoclássicos de crescimento.

Essas baixas taxas de crescimento dos países latino-americanas em comparação com o Leste Asiático, afetou profundamente o nível de emprego, a produção industrial e o

nível de bem-estar da região. A região da América Latina e do Caribe, como um todo, teve a sua década perdida nos anos 1980 com a queda da produtividade média do trabalho, o que ficou atestado pelo crescimento negativo de seu PIB *per capita*, em torno de -0,9% ao ano. Na década seguinte apresentou um medíocre crescimento de 1,5%, pouco mais que compensando as enormes perdas sofridas por essa região na década anterior. O mau desempenho de suas três principais economias – o Brasil, o México e a Argentina -, vitimada por recorrentes crises externas ao longo das duas décadas, é responsável, em larga medida, pelo fracasso dos países centro e sul-americanos em termos de crescimento e de elevação de seus níveis de bem-estar (GALVÃO, 2007).

A tabela 04 dispõe os dados sobre a concentração de renda ao longo do tempo dos países latino-americanos. A Argentina e a Bolívia evidenciaram aumento da desigualdade de renda entre 1970 e 2000 e em contrapartida, em 2010 o Gini caiu para 0,4500 e 0,5450, respectivamente. A queda na formação bruta de capital e no valor adicionado pela indústria pode ter contribuído para que esses dois países exibissem na década de 80, taxas de crescimento negativas cooperando com a persistência da desigualdade de renda. Os países restantes, com exceção do Brasil, tiveram grande oscilação entre uma década e outra, mas entre 2000 e 2010 houve queda na desigualdade com a contribuição do crescimento da economia e em alguns casos, a efetivação de políticas de redistribuição de renda.

**Tabela 04: Índice de Gini de Concentração de Renda**

| <b>Países</b> | <b>1970</b> | <b>1980</b> | <b>1990</b> | <b>2000</b> | <b>2010</b> |
|---------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Argentina     | 0,3610      | 0,4160      | 0,4310      | 0,5100      | 0,4500      |
| Bolívia       | 0,4967      | 0,5264      | 0,5450      | 0,6220      | 0,5450      |
| Brasil        | 0,6470      | 0,5600      | 0,6060      | 0,5920      | 0,5105      |
| Chile         | 0,5010      | 0,5000      | 0,5740      | 0,6140      | 0,5435      |
| Colômbia      | 0,5560      | 0,5880      | 0,5495      | 0,5780      | 0,5600      |
| Equador       | 0,6830      | 0,5312      | 0,5589      | 0,5670      | 0,4700      |
| México        | 0,5830      | 0,5195      | 0,5527      | 0,5566      | 0,4660      |
| Paraguai      | 0,4286      | 0,4352      | 0,3980      | 0,5400      | 0,5000      |
| Peru          | 0,5940      | 0,5628      | 0,4792      | 0,4930      | 0,4500      |
| Uruguai       | 0,3980      | 0,4250      | 0,4422      | 0,4400      | 0,4350      |
| Venezuela     | 0,6220      | 0,4100      | 0,4250      | 0,4400      | 0,3650      |

**Fonte:** Dados do Banco Mundial.

A literatura sugere que na década de 1970 a desigualdade caiu em vários países, tais como México, Panamá, Colômbia, Peru e Venezuela e aumentou em algumas economias do Cone Sul – Argentina, Chile e Uruguai (GASPARINI, 2003). A década de 1980, conhecida como a década perdida devido ao fraco desempenho macroeconômico, também foram frustrantes em termos de desigualdade de renda. Londoño e Székely (2000) relatam que a razão da renda média entres os quintis altos (*top*) e baixos (*bottom*) dos países da América Latina passou de 22,9 em 1970 para 18,0 em 1982, e subiu de volta para 22,9 em 1991 (GASPARINI *et al.*, 2009).

A tabela 05 abaixo expõe a média, a mediana e a média ponderada da distribuição da renda familiar *per capita* medida pelo coeficiente de Gini entre 1990 e meados da década de 2000 entre os países latino-americanos. Ao considerar a média e a mediana do Gini, a desigualdade de renda aumentou nos países latino-americanos durante a década de 1990 e teve uma queda na primeira metade de 2000, com os níveis de 2006 semelhantes aos do início dos anos 1990. A última análise muda, quando considera-se a média ponderada dos Ginis: Brasil e México, que representam em conjunto 56% da população da região, experimentaram fortes tendência à diminuição da desigualdade, do que o resto dos países ao

longo dos anos 2000, de modo que a média ponderada latino-americana é significativamente mais baixa em meados dos anos 2000, do que no início de 1990 (GASPARINI *et al.*, 2009).

**Tabela 05: Desigualdade de Renda Familiar na América Latina**

|                          | Média | Mediana | Média ponderada |
|--------------------------|-------|---------|-----------------|
| Início de 1990           | 0,520 | 0,527   | 0,549           |
| Final de 1990            | 0,532 | 0,536   | 0,555           |
| Início de 2000           | 0,536 | 0,545   | 0,547           |
| Meados da década de 2000 | 0,519 | 0,523   | 0,527           |

Fonte: GASPARINI *et al.* (2009).

O Brasil, em comparação com os países que pertencem ao Cone Sul, apresentou três intervalos de queda no Índice de Gini. Apenas na década de 90 o Gini volta a crescer e fica em torno de 0,6060. Muitos fatores são apontados para a melhora nos indicadores da economia brasileira no século XXI, desde o aumento na redistribuição de renda como também das exportações. Pode-se afirmar que a alteração da distribuição de renda corrente, caracterizada por uma queda do grau de desigualdade e pelo aumento real dos níveis de renda dos diversos estratos, é insuficiente para indicar o ganho de bem-estar auferido pelas famílias, pois este foi potencializado pelo que se chamou de *efeito China* (responsável por baratear os equipamentos domésticos e os vestuários) e pelo acesso ao crédito propiciado pela estratégia de bancarização da população de baixa renda. Portanto, o crescimento da economia brasileira, depois de 2004, esteve estreitamente associado ao aumento do consumo decorrente da população (DEDECCA, 2015).

Há uma sugestão de uma relação inversa entre o crescimento do PIB *per capita* e da desigualdade de renda diante dos dados expostos acima. Historicamente, a América Latina, enfoque dessa pesquisa, apresentou muitas oscilações em seu percentual de crescimento. O resultado disso tudo, como apontado nas discussões teórica e empírica, contribuiu com baixos níveis de investimento, maior grau de dependência externa, altos níveis de inflação, maior instabilidade política, menor nível de produtividade, entre outros. Em termos de bem-estar, grande parte da população não recebe o mínimo para garantir sua

sobrevivência, com menor oferta de serviços públicos e, principalmente, a realização de investimentos não significativos na educação.

O Banco Mundial, o Banco Interamericano de Desenvolvimento, a Comissão Econômica para a América Latina e a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico admitem que a solução desses problemas dá-se via diminuição da desigualdade de renda, com maiores investimentos na educação (treinamento, qualificação e pesquisa), reformas tributárias, desregulamentação em alguns setores produtivos, e o aumento da competitividade. Altos níveis de desigualdade de renda contribuem com um cenário macroeconômico volátil e com muitas incertezas, e que no médio e longo prazo mitigarão o crescimento econômico pró-pobre.

A persistência da desigualdade de renda e da pobreza configuram-se como um grave problema para a América Latina. Portanto, estudar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico das maiores economias da região e descrever o comportamento do binômio desigualdade-crescimento, permite aos formuladores de política econômica, a implantação de reformas tributárias e políticas que possibilitem o aumento no nível de bem-estar da população e um ambiente que admita altas taxas de investimento e menos volatilidade no nível de produção econômica.

Na seção 5 será exposto o modelo teórico que faz a ligação entre a desigualdade de renda (*proxy* para ativos) com o crescimento econômico e analisa os efeitos de curto e longo prazo citados na seção 2. Como trata-se de um modelo de crescimento endógeno, serão consideradas a existência de externalidades *learning-by-doing*, como também *spillovers* de conhecimento.

Para melhor adequação do modelo, são assumidos nesta análise o mecanismo de que há uma imperfeição no mercado de crédito e o conceito microeconômico de não-convexidade na tecnologia de produção. Para a primeira premissa adotada, no caso de uma imperfeição no mercado de capitais<sup>25</sup>, há um risco moral (*moral hazard*) ligado ao repagamento de empréstimos e acaba gerando um *spread* entre a taxa de juros paga pelos tomadores e a cobrada pelos agentes emprestadores. Com relação a segunda, Sant'anna (2004, p. 303) afirma que a suposição de não-convexidade do conjunto de produção é a

---

25 A imperfeição no mercado de capitais pode ser gerada por diversos motivos: tomada de riscos por parte dos indivíduos, falta de esforço da oferta de trabalho e custos de transação.

forma utilizada para formalizar as diferenças nas oportunidades de produção ao longo da distribuição de renda. A ideia é de que haja um nível mínimo requerido de investimento para se ter acesso à atividade produtiva.

## 5 Modelo Teórico

Nesta seção será exibida a discussão proposta por Halter *et al.* (2014), na qual esse procura derivar o canal de transmissão entre desigualdade de renda e o crescimento econômico. A estrutura teórica que será apresentada abaixo permite uma trajetória de ajustamento não-monotônica da produção<sup>26</sup> e conduzirá a um modelo teórico linear de desigualdade de renda e crescimento econômico, similar aos utilizados neste tipo de abordagem.

Os Modelos que apresentam esse tipo de trajetória são chamados de endógenos, e, de acordo com Uzawa (1965), Lucas (1988) e Romer (1990) o conhecimento tecnológico é disposto livremente na sociedade. O que caracterizará o crescimento de cada país no longo prazo, será o nível individual de investimento em capital humano (educação, treinamento e pesquisa) que poderá contribuir de forma crescente com os insumos capital e trabalho.

A hipótese de existência de imperfeições no mercado de crédito, onde a taxa de juros para pessoas físicas é maior do que para credores e da indivisibilidade no investimento em capital humano, com características de uma tecnologia não convexa, também foi usado por Galor e Zeira (1993) em seu modelo teórico. O resultado que a distribuição da riqueza afeta a atividade econômica no curto prazo deve-se ao pressuposto de que os mercados de crédito são imperfeitos. Se o empréstimo é difícil e caro, os que herdam uma grande riqueza inicial e não precisam tomar dinheiro emprestado, têm melhor acesso ao investimento em capital humano como notado por Becker (1975) e Atkinson (1974) (GALOR e ZEIRA, 1993).

A soma dos pressupostos citados no parágrafo anterior e a maneira como as dotações dos agentes são distribuídas, afetam a economia no curto e longo prazo. Esta hipótese leva a economia para múltiplos equilíbrios de longo prazo o que configura em uma trajetória de ajustamento não-monotônica da produção. Segundo Galor e Zeira (1993), os modelos de múltiplos equilíbrios de longo prazo de Azariadis e Drazen (1990) e o de Tsiddon (1992) também utilizam a hipótese de não-convexidade na produção.

---

26 A ideia é de que haja um nível mínimo requerido de investimento para se ter acesso à atividade produtiva, portanto, existem diferentes oportunidades de produção ao longo da distribuição de renda.

O modelo teórico usado nessa pesquisa primeiro concentrar-se-á na desigualdade de riqueza (ativos) e depois, será feita a ligação com a desigualdade de renda. Quando olha-se para os efeitos da desigualdade no crescimento, há o interesse, principalmente, nas maneiras em que a distribuição pode afetar o produto agregado e o crescimento através do seu impacto no investimento individual em capital físico ou humano. O que é relevante então, é a distribuição de riqueza, não importa se os resultados da riqueza são da acumulação de rendimentos do trabalho ou rendimentos de capital (AGHION *et al.*, 1999).

Essa discussão parte de uma economia povoada por famílias que se caracterizam por apresentar horizonte infinito de vida e aversão ao risco, sendo este último componente representado pelo fator de desconto  $\beta < 1$ . Todos os indivíduos derivam utilidade do consumo de um único bem produzido. Dessa forma, as suas preferências são representadas pela função de utilidade intertemporal descrita abaixo

$$U_t = \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s c_{t+s} \right\}, \quad (1)$$

onde  $c_t$  denota consumo no período  $t$  e  $\mathbb{E}_t$  é o operador expectativa condicional sobre a informação em  $t$ . Os indivíduos diferem de acordo com suas dotações de ativos produtivo (representado, por exemplo, pelo estoque de capital).

Esta economia é composta por indivíduos ricos e pobres. Levando em consideração que o objeto de estudo é a América Latina, então, será assumido que o número de indivíduos pobres é maior que o número de indivíduos ricos. A representação dos indivíduos pobres é dada por uma fração  $\sigma > 1/2$  da população (indivíduo pobre, representado por P) devido maior parte da sociedade ser formada por trabalhadores assalariados e sua dotação de ativos assume a forma de  $\omega^P(D_t) < 1$ , em que 1 é a renda média da economia.

É importante ressaltar que a dotação média de ativos da economia é representada pela unidade, e esse fato implica que os indivíduos pobres possuem uma dotação de ativos inferior a dotação média da economia. Por outro lado, a dotação dos agentes ricos (R) é dada por  $\omega^R(D_t) = \frac{(1 - \sigma \omega^P(D_t))}{(1 - \sigma)} > 1$ .

A variável de estado<sup>27</sup>  $D_t \in \{L, H\}$  representa o grau de desigualdade de ativos da economia, onde L significa um baixo grau de desigualdade e H um alto grau de desigualdade.

---

<sup>27</sup> É o menor conjunto de variáveis que determina o estado de um sistema dinâmico. Se pelo menos “n” variáveis ( $X_1(t), X_2(t), \dots, X_n(t)$ ) são necessárias para descrever completamente o comportamento de um

Dessa segmentação surge um cenário representado por uma situação na qual a dotação dos pobres com baixo nível de desigualdade é maior que dotação dos pobres com alto nível de desigualdade, podendo ser descrito por,  $\omega^p(L) > \omega^p(H)$ .

É importante ressaltar que essa relação é dinâmica e, ao levar-se em consideração a história, é possível observar que fatores exógenos, tais como: programas governamentais, guerras, desastres naturais, dentre outros componentes, podem afetar a desigualdade de renda dos indivíduos entre diferentes períodos de tempo. Essa discussão é levada em consideração neste modelo ao assumir que no início de cada período pode haver mudança na desigualdade de renda por meio de fatores exógenos.

Um caso particular seria considerar  $D_t = D_{t-1}$ , com probabilidade  $\pi > 1/2$  e  $D_t \neq D_{t-1}$ , com a probabilidade complementar  $1 - \pi$ . A intuição que pode ser retirada desta discussão é que há uma probabilidade maior para que a desigualdade contemporânea não se altere em relação a desigualdade passada. Mas, existe uma probabilidade menor que 50%, em que é possível ocorrerem pequenas alterações nos níveis de desigualdade entre períodos distintos. Tal como apontado por Halter *et al.* (2014), ressalta-se que quanto maior o valor de  $\pi$ , mais forte é a persistência da desigualdade.

Outro fator igualmente interessante e que é importante chamar a atenção é o fato de que esses elementos exógenos também podem conduzir a mudanças nas distribuições de ativos produtivos (capital físico ou humano)<sup>28</sup> entre os indivíduos. Uma mudança repentina na distribuição de capital físico, como pode acontecer aqui, pode ser o resultado de um evento político ou um grupo de eventos políticos e permite que uma família assuma parte dos ativos da outra<sup>29</sup> e promova uma alteração na distribuição das condições sociais dos indivíduos.

---

sistema dinâmico, então estas “n” variáveis são um conjunto de variáveis de estado. Elas descrevem a resposta futura de um sistema, dado o estado presente, as excitações de entrada e as equações que descrevem a dinâmica. 28 Cingano (2014) encontra evidências para o capital humano como um canal através do qual a desigualdade pode afetar o crescimento econômico.

29 Para uma melhor discussão ver Alesina e Perotti (1993).

### 5.1 Tecnologias e Produção Agregada

Todos os indivíduos têm acesso a uma tecnologia simples que usa o ativo produtivo capital físico como um fator de insumo. Deve-se também considerar que o insumo capital inclui o capital físico e humano e no longo prazo apresentam retornos constantes de escala. Como maior parte da abordagem atual, este modelo incorpora as imperfeições do mercado de capitais, o que leva esta tecnologia ser caracterizada por uma não convexidade. Uma situação particular seria considerar, para um caso de produtividade relativamente baixa, a utilização do ativo produtivo está abaixo de um ponto crítico denotado por  $\omega^c$ . Em termos formais, a tecnologia é caracterizada por uma função de produção

$$q(\omega, G_t) = \begin{cases} a^l \omega X(G_t) : \omega < \omega^c \\ a^h \omega X(G_t) : \omega \geq \omega^c \end{cases}, \quad a^l < a^h \quad (2)$$

onde  $q$  é o produto e  $X(G_t)$  representa o nível do bem público fornecido pelo governo.

A oferta do bem público é caracterizada pela variável de estado  $G_t \in \{0,1\}$ . Para baixos níveis de desigualdade, se o governo investir no bem público,  $G_t = 1$ , caso contrário,  $G_t = 0$ . Como resultado, temos  $X(1) - X(0) \equiv \Delta X > 0$ .

Após a exposição da função de produção dessa economia, fica claro que o comportamento do produto será ditado pelas oscilações na desigualdade de ativos e no nível do bem público fornecido pelo governo. A partir de agora, serão assumidos dois pressupostos para a introdução dos efeitos de curto prazo exercidos pela desigualdade e que foram discutidos na seção 2.

O primeiro pressuposto é representado pelo fato de assumir-se que a dotação dos indivíduos ricos lhes permita alcançar um elevado nível de produtividade ( $a^h$ ). Como proposto por Halter *et al.* (2014), este modelo considera a existência de diferentes níveis de produtividade entre as classes sociais para captar o efeito positivo de curto prazo da desigualdade de renda, atendendo ao *trade-off* entre eficiência e equidade. Logo, a dotação dos agentes pobres fica abaixo do ponto (limiar) crítico,  $\omega^c$  (ainda que  $D_t = L$ ). Impomos que  $\omega^P(D_t) < \omega^c \leq \omega^R(D_t)$ . Em segundo lugar, assume-se um ambiente com fricções no sistema financeiro, como por exemplo, não confiar no cumprimento de contratos ex-post. Em particular, assumimos que o ativo produtivo não pode ser negociado (ou seja, comprado ou emprestado) nos mercados financeiros. A implicação dessas duas hipóteses juntas leva

ao seguinte resultado: 1) os agentes pobres produzem  $a^l \omega^P (D_t) X(G_t)$  unidades do bem final, enquanto as empresas geridas pelos empresários geram  $a^l \omega^R (D_t) X(G_t)$  unidades. Portanto, a produção agregada do setor privado é dada por

$$\mathbb{Y}(D_t, G_t) = (a^h - \sigma(a^h - a^l) \omega^P(D_t)) X(G_t) \quad (3), \text{ note que}$$

a produção agregada é inferior ao seu primeiro melhor nível que é igual a  $a^h X(G_t)$ . Isso ocorre porque uma fração positiva do estoque total do ativo produtivo é usado em firmas que tem uma baixa produtividade média.

Uma análise da equação (3) nos dá o resultado esperado do efeito positivo de curto prazo da desigualdade de ativos. Observa-se que o produto agregado é maior no estado de alta desigualdade ( $D_t = H$ ) do que no estado de baixa desigualdade ( $D_t = L$ ), mantendo constante o fornecimento do bem público<sup>30</sup>. Assim, alta desigualdade significa que uma parcela maior do ativo produtivo é usada em empresas que produzem numa escala eficiente. O canal econômico de curto prazo neste modelo destina-se a refletir que em presença de fricções financeiras, alta desigualdade de riqueza pode aumentar rapidamente o estoque de capital físico investido em grandes projetos de alto retorno. Neste contexto, assumir  $\omega^P(L) < \omega^c$  parece natural.

Também é possível considerar uma situação na qual a desigualdade é mantida constante e ocorrendo, conseqüentemente, um aumento no produto agregado de acordo com o aumento da oferta do bem público. Logo,  $\mathbb{Y}(H, 1)$  e  $\mathbb{Y}(L, 0)$  representam, respectivamente, os níveis de produção mais altos e mais baixos possíveis.

Mas como comparar  $\mathbb{Y}(L, 1)$  à  $\mathbb{Y}(H, 0)$ ? O primeiro nível de produto é maior que o último se  $\frac{X(1) - X(0)}{X(1)\omega^P(L) - X(0)\omega^P(H)} > \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h}$  (C1), ou seja, se o diferencial de produtividade entre a pequena e a grande firma não é grande<sup>31</sup>.

30 Se  $\omega^P(D_t) > \omega^c, D_t = L \Rightarrow$  Efeito de curto prazo da desigualdade negativo sobre o crescimento econômico.

31 Na seção sobre a vinculação da desigualdade de renda ao crescimento da produção será mostrado que a Condição 1 (C1) precisa ser considerada para ser obtido o sinal negativo do efeito de longo prazo da desigualdade.

## 5.2 Setor Público

Neste tópico assumimos que o governo tem acesso a um fluxo de renda de  $Z$  unidades do bem final. Esta renda pode ser decorrente de uma empresa pública, setor de recursos naturais, entre outros. Em relação ao gasto público, o governo tem que definir  $G_{t+1} \in \{0,1\}$  em cada período  $t$ . A decisão de investir é associada com um custo  $F < Z$  unidades do bem final. O excedente orçamentário resultante,  $Z - G_{t+1}F$ , é distribuído para a população numa forma de montante fixo.

Finalmente, assumimos que o governo não tem escolha para implementar o nível de  $G_{t+1}$  preferido pela maioria da população. Como os pobres representam mais da metade da população, a escolha de  $G_{t+1}$  refletirá as preferências do indivíduo pobre representativo. Quando indivíduos escolhem despesas,  $D_t$  é do conhecimento comum.

## 5.3 Descrição do Padrão de Equilíbrio do Investimento Público

Após a definição das variáveis que compõem e definem o orçamento e o comportamento do governo diante de um cenário de baixa e alta desigualdade, ocorrerá a descrição do padrão de equilíbrio do investimento público e também será discutido como mudanças na desigualdade de ativos afetam o produto agregado ao longo de diferentes horizontes temporais.

Considere a seguinte notação:  $V^i(D_t, G_t)$  é uma função valor associada com a função de utilidade intertemporal (1) para um membro representativo do grupo  $i \in \{P, R\}$ , onde  $D_t$  e  $G_t$  são as duas variáveis de estado. Logo, ao pensar sobre o nível preferido pela sociedade do bem público no período  $t + 1$ , o indivíduo pobre representativo (ou seja, o agente decisivo) tem que resolver um problema recursivo da forma

$$V^P(D_t, G_t) = \max_{G_{t+1} \in \{0,1\}} \{a^l \omega^P(D_t) X(G_t) + Z - G_{t+1}F + \beta \mathbb{E}_t\{V^P(D_{t+1}, G_{t+1})\}\} \quad (4),$$

uma solução para esse problema é uma função política  $G_{t+1} = G^P(D_t, G_t)$  que dá o nível do bem público no próximo período,  $G_{t+1}$ , como uma função das duas variáveis de estado. A proposição seguinte caracteriza essa função política.

**PROPOSIÇÃO 1.** O equilíbrio político-econômico mostra flutuações na provisão do bem público, com um nível positivo de investimento em períodos de baixa desigualdade (ou seja,  $G_{t+1} = G^P(L, G_t) = 1$ ) e sem investimento em períodos de alta desigualdade (ou seja,  $G_{t+1} = G^P(H, G_t) = 0$ ), se a condição seguinte é considerada:

$$\frac{\Delta X}{F} a^l(\pi \omega^P(L) + (1 - \pi) \omega^P(H)) \geq \frac{1}{\beta} > \frac{\Delta X}{F} a^l(\pi \omega^P(H) + (1 - \pi) \omega^P(L)) \quad (C2),$$

neste sentido, o bem público é sempre fornecido se  $\frac{1}{\beta}$  é menor que a expressão do lado esquerdo em (C2) ou nunca provido se  $\frac{1}{\beta}$  é maior que a expressão do lado direito em (C2)<sup>32</sup>.

Intuitivamente, quando a condição (C2) é respeitada, os pobres preferem transferências diretas sobre investimento público se a desigualdade é elevada. Alta desigualdade significa que os pobres podem ganhar pouco do bem público, uma vez que possuem apenas uma pequena fração do ativo produtivo. Numa situação de baixa desigualdade, este ganho é suficientemente forte para fazer os pobres preferirem investimento ao longo de transferências de montante fixo. Mas, se a condição (C2) é violada, o ganho de investimento público é de tal ordem que o pobre seja consistentemente a favor, ou contra, à provisão do bem público. Como resultado, o bem público é sempre ou nunca fornecido.

Como o corolário destaca a seguir, a ligação entre a desigualdade de ativos e a produção agregada mostra-se melhor relacionada se a condição (C2) é satisfeita. Sob estas circunstâncias, a direção do impacto da desigualdade no curto prazo difere do longo prazo, o que implica uma trajetória de ajustamento não-monotônica do produto agregado.

**COROLÁRIO 1.** Suponha que a condição (C2) seja válida. Além disso, suponha mudanças na desigualdade no período  $t$  (mas não ocorrem alterações no período anterior e nem no seguinte). Então, a produção agregada responde como:

- Um aumento da desigualdade causa primeiro um aumento no produto agregado ( $\Delta Y_t = Y(H, 1) - Y(L, 1) > 0$ ) e depois um declínio ( $\Delta Y_{t+1} = Y(H, 0) - Y(H, 1) < 0$ ). O efeito de longo prazo (ou total),  $\Delta Y_t + \Delta Y_{t+1}$ , é negativo, se e somente se, a condição (C1) é válida.

---

<sup>32</sup> Para a prova da proposição 1, ver Anexo A.

- Uma queda da desigualdade causa primeiro um declínio no produto agregado ( $\Delta Y_t = Y(L, 0) - Y(H, 0) < 0$ ) e depois um aumento ( $\Delta Y_{t+1} = Y(L, 1) - Y(L, 0) > 0$ ). O efeito de longo prazo (ou total),  $\Delta Y_t + \Delta Y_{t+1}$ , é positivo, se e somente, se a condição (C1) é válida.

A intuição por trás do corolário 1 é que o nível do bem público é uma variável de estado e portanto, não muda rapidamente. Um aumento da desigualdade não tem impacto imediato sobre o nível do bem público, mas melhora a alocação do ativo produtivo. Como resultado, o produto agregado pode elevar-se no curto prazo. Porém, depois de um tempo, maior desigualdade prejudica o fornecimento do bem público porque todas as empresas tornam-se menos produtivas. Em resposta, o produto agregado cai, eventualmente abaixo do seu nível inicial.

Por fim, a relação entre a desigualdade e a produção é mais simples se a condição (C2) é violada. Portanto, o fornecimento do bem público é constante ao longo do tempo, de modo que um aumento da desigualdade está sempre associado a um aumento do produto e vice-versa.

## 5.4 Ligação da Teoria à Evidência Empírica

Essa subseção apresenta a transformação da estrutura teórica desenvolvida anteriormente em um modelo linear da desigualdade de renda e crescimento econômico que está intimamente relacionado ao modelo empírico comumente estimado na literatura de desigualdade-crescimento. A transformação envolve três etapas: 1) Linearização do modelo; 2) Ligação da desigualdade de ativos à desigualdade de renda e 3) Ligação da desigualdade de renda com o crescimento do produto.

### 5.4.1 Linearização do Modelo

Para linearizar o modelo, impomos  $\omega^P(D_t) = 1 - D_t$  de modo que  $D_t \in \{L, H\}$  é a diferença entre a dotação média e a dotação do pobre. Também, durante todo o período, assume-se que a condição (C2) é válida.

Começamos tomando os logaritmos de ambos os lados da equação (3). Depois rearrumando os termos, teremos

$$y_t \equiv \ln Y_t = \ln \left( 1 - \frac{\sigma(a^h - a^l)\omega^P(D_t)}{a^h} \right) + \ln \left( \frac{X(G_t)}{X(0)} \right) + \ln a^h + \ln X(0) \quad (5),$$

note que  $G_t$  é uma variável de escolha que assume o valor 1 se  $D_{t-1} = L$  e 0 se  $D_{t-1} = H$ . Então  $X(G_t)$  pode ser escrito como  $\frac{X(0) + \Delta X(H - D_{t-1})}{(H - L)}$ . Usando a expressão para  $X(G_t)$  e o fato que  $\omega^P(D_t) = 1 - D_t$  na equação (5), obtemos

$$y_t = \ln \left( 1 - \frac{\sigma(a^h - a^l)(1 - D_t)}{a^h} \right) + \ln \left( 1 + \frac{\Delta X}{X(0)} \frac{H - D_{t-1}}{H - L} \right) + \ln a^h + \ln X(0).$$

Logo,  $y_t$  é uma função não linear dos indicadores de desigualdade de ativo  $D_t$  e  $D_{t-1}$ . No entanto, desde que as razões  $\frac{(a^h - a^l)}{a^h}$  e  $\frac{\Delta X}{X(0)}$  não sejam tão grandes,  $y_t$  pode ser estreitamente aproximado por uma função linear. Em particular,

$$\psi_t \cong \theta_1 D_t + \theta_2 D_{t-1} + \mu, \quad (6)$$

onde  $\theta_1 \equiv \frac{\sigma(a^h - a^l)}{a^h}$ ,  $\theta_2 \equiv \frac{-\Delta X}{(X(0)(H-L))}$  e  $\mu$  inclui todos os termos constantes<sup>33</sup>. Note que  $\theta_1 > 0$  captura o efeito positivo de curto prazo da desigualdade, enquanto  $\theta_2 < 0$  mostra o efeito negativo defasado. Como na versão não linear do modelo, o sinal da desigualdade de longo prazo,  $\theta_1 + \theta_2$ , é negativo se a condição (C1) é considerada.

---

<sup>33</sup> Se a condição (C2) for violada, nunca haverá uma mudança no nível do bem público. Como resultado,  $\theta_2$  será igual à zero (enquanto  $\theta_1$  permanece inalterado).

### 5.4.2 Ligação da Desigualdade de Ativo à Desigualdade de Renda

A discussão teórica apresentada inclui dois canais através do qual a desigualdade de ativo (ou seja, desigualdade na distribuição de capital) afeta o desempenho econômico. Porém, os modelos empíricos de desigualdade e crescimento, como os de Alesina e Rodrik (1994), Alesina e Perotti (1996), incluindo o estimado na seção 6, geralmente contam com medidas de desigualdade de renda, principalmente por causa da disponibilidade de dados.

Em nosso quadro, os dois conceitos estão intimamente relacionados. Considere a medida de desigualdade de renda  $D_t^y = \frac{\mathbb{Y}(D_t, G_t) - a^l \omega^P(D_t) X(G_t)}{\mathbb{Y}(D_t, G_t)}$ , que dá a diferença relativa entre a renda média e a renda do pobre e, portanto, é o equivalente da medida de desigualdade do ativo  $D_t$ . Usando a forma funcional de  $\mathbb{Y}$  dada na equação (3), e o fato que  $\omega^P(D_t) = 1 - D_t$ , essa medida de desigualdade de renda pode ser aproximada por uma função linear afim de  $D_t$ :  $D_t^y = \frac{a^h - a^l}{a^h} + \frac{a^l}{a^h} D_t$ , (7), a estrutura da equação (7) reflete que a desigualdade de renda é impulsionada por dois fatores diferentes: os indivíduos ricos ficam mais ricos, ou seja,  $D_t > 0$  e também ganham um maior retorno sobre sua riqueza que é mostrado pelo termo constante do lado direito de (7). A aproximação obtida na equação (7) foi possível considerando-se o fato que  $\frac{a^h - a^l}{a^h}$ ,  $\sigma$  e  $\omega^P$  estão próximos de zero.

Na prática, é claro que fatores não relacionados com a distribuição de ativos podem afetar  $D_t^y$ , que pode ser mostrado na expressão (7) através de um termo aditivo (constante ou variável). Obviamente, quanto maior a variabilidade deste termo (relativo à variabilidade de  $D_t$ ), mais baixa é a qualidade de  $D_t^y$  como uma *proxy* para  $D_t$  em um cenário empírico.

A expressão (7) nos permite relacionar o nível corrente do “log” do produto,  $y_t$ , ao nível corrente e passado da desigualdade de renda (refletindo o nível corrente e passado da desigualdade de ativo). Isolando  $D_t$  da equação (7) e substituindo na equação (6), obtemos

$y_t \cong \delta_1 D_t^y + \delta_2 D_{t-1}^y + \eta$ , (8), onde  $\delta_1 \equiv \theta_1 \left( \frac{a^h}{a^l} \right) > 0$ ,  $\delta_2 \equiv \theta_2 \left( \frac{a^h}{a^l} \right) < 0$ , e  $\eta$  inclui todos os termos constantes. Antes de passar para a outra subseção, é válido salientar que existe uma relação linear simples entre  $D_t^y$  e o coeficiente de Gini da distribuição de renda:  $GINI_t^y \cong \sigma D_t^y$ .

### 5.4.3 Vinculando a Desigualdade de Renda ao Crescimento da Produção

A equação (8) expressa o nível do logaritmo do produto,  $y_t$ , como uma função da desigualdade. Na literatura empírica de crescimento, no entanto, tem sido mais comum estimar o impacto da desigualdade sobre o crescimento do produto (que é aproximado por  $y_t - y_{t-1}$ ) controlado para  $y_{t-1}$ .<sup>34</sup> Existem várias maneiras de adaptar o nosso quadro, a fim de obter uma especificação padrão. Vamos considerar as hipóteses usadas por Aghion *et al.* (1999) em que eles assumem que a produtividade atual da empresa é afetada por atividades de produção agregadas passadas por uma externalidade *learning-by-doing*, assim, o nível de tecnologia é endógeno e a economia exibe não só *learning-by-doing*, como também *spillovers* de conhecimento.<sup>35</sup>

Para encontrarmos a especificação padrão usada na literatura empírica temos que adicionar um parâmetro multiplicativo  $A_t$  na função de produção, que não depende do uso do ativo produtivo. Assumamos ainda que  $A_t = (Y_{t-1})^\varphi$  com  $\varphi \in [0,1)$ . Então, a relação entre o crescimento do produto e a desigualdade nas “flutuações de equilíbrio” é dada por  $y_t - y_{t-1} \cong \gamma y_{t-1} + \delta_1 D_t^y + \delta_2 D_{t-1}^y + \eta$ , (9) onde  $\gamma \equiv \varphi - 1 < 0$ . O parâmetro  $\varphi$  não sendo muito grande, implica que a condição (C2) leva à flutuações de equilíbrio conforme descrito na proposição 1. É possível perceber que a equação (9) é equivalente à equação (8) se  $\varphi = 0$  e (C1) implica  $\delta_1 + \delta_2 < 0$ . Portanto, o sinal do efeito de longo prazo da desigualdade é negativo se a condição (C1) é mantida.

A equação acima é a base para o modelo empírico que será estimado na seção abaixo e ela assemelha-se aos modelos empíricos comumente utilizados na literatura da desigualdade e crescimento. Logo, isso implica que a desigualdade corrente bem como a passada podem afetar o crescimento, embora com um sinal diferente.

---

<sup>34</sup> O controle padrão de convergência serve para testar a hipótese de convergência condicional, sendo necessário o uso do PIB *per capita* defasado.

<sup>35</sup> Este tipo de modelo é discutido por Barro e Sala-i-Martin (1995), cap. 4, e Aghion e Howitt (1998), cap. 1.

## 6 Procedimentos Metodológicos

Essa seção fará uma exposição dos dois métodos utilizados para estimação dos efeitos de curto e longo prazo da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico de países selecionados da América Latina. Optou-se pelo uso de um painel heterogêneo não-estacionário e a estimação da relação linear entre as duas variáveis citadas foi efetuada em duas situações: 1) Segue a estratégia de Halter *et al.* (2014) sendo estimada por efeitos fixos e aleatórios; 2) Segue a abordagem de Frank (2005) sem a inclusão do termo de interação entre a desigualdade e a renda. Também são realizados testes de especificação de Haussman, testes de raiz unitária e testes de cointegração em painel.

### 6.1 Abordagem Empírica do Painel de Países

A estratégia empírica adotada neste estudo para captar a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico foi a de dados em painel. O uso de modelos de dados em painel controla a heterogeneidade individual ao mensurar separadamente os efeitos gerados por conta de diferenças existentes entre cada observação em cada *cross-section*, além de ser possível avaliar a evolução, para um dado indivíduo, das variáveis em estudo ao longo do tempo. Além disso, apresentam maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência na estimação. O modelo de dados em painel captura o efeito das variáveis que são normalmente omitidas em modelos de séries temporais ou *cross-section*, em que um aumento na variabilidade dos dados contribui para a redução de uma eventual colinearidade existente entre variáveis (MARQUES, 2000; CAMERON e TRIVEDI, 2009; WOOLDRIDGE, 2010).

Os estudos de Clarke (1995), Deininger e Squire (1998), entre outros, para inferir a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento do produto utilizavam uma relação linear e uma equação reduzida com a inclusão de uma medida de desigualdade. Segundo Dominicus *et al.* (2008), grande parte dos estudos da década de 1990 do binômio desigualdade-crescimento utilizaram o método de regressão *cross-country* com equação reduzida, onde é feita a combinação de uma medida de desigualdade a um conjunto de variáveis explicativas. Na maior parte das pesquisas descobriu-se uma correlação negativa

robusta entre a desigualdade e o crescimento, a partir de uma relação linear como  $(\ln y_{it} - \ln y_{it-T}) \frac{1}{T} = \alpha_0 \ln y_{it-T} + \alpha_1 g_{it-T} + \beta X_{it-T} + \varepsilon_{it}$  (10), Onde  $(\ln y_{it} - \ln y_{it-T}) \frac{1}{T}$  é a média anual da taxa de crescimento do PIB real *per capita* do país  $i$  no tempo  $t$ ;  $T$  é o intervalo de tempo;  $g_{it-T}$  é uma medida de desigualdade;  $X_{it-T}$  é uma matriz de variáveis de controle incluindo uma constante;  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro.

A principal crítica a esse tipo de abordagem é a possibilidade de existência de viés devido à presença de variáveis não observáveis específicas de cada país (por exemplo, padrões tecnológicos, estabilidade das instituições, diferenças culturais e climáticas) que podem explicar o crescimento econômico (CRUZ, 2012). Buscando controlar esses fatores, as pesquisas em painel admitem que essas variáveis sejam constantes no tempo e utilizam mais as séries temporais do que os dados *cross-section* (DOMINICIS *et al.*, 2008 apud CRUZ, 2012, p. 27). A solução é obtida com o controle das características não observáveis por meio de Efeitos Fixos ou Aleatórios, e o resultado é ilustrado pela equação abaixo:

$\Delta \ln y_{it} = \bar{\alpha}_0 \Delta \ln y_{it-T} + \bar{\alpha}_1 g_{it-T} + \bar{\beta} X_{it-T} + \aleph_t + \vartheta_i + \bar{\varepsilon}_{it}$  (11), onde  $\aleph_t$  é o termo de efeitos-fixos específico no tempo;  $\vartheta_i$  reflete as características que cada país assume de maneira constante ao longo do tempo;  $\bar{\varepsilon}_{it}$  capta a parte remanescente do erro que varia no tempo e nos países.

Surgem limitações para este tipo de análise, em que os modelos de efeitos-fixos permitem a correlação entre as variáveis explicativas e o termo de efeito específico no tempo, em que  $COV(x'_{it}, \vartheta_i) \neq 0$  e  $COV(x'_{it}, \varepsilon_{it}) = 0$ . Para Cruz (2012), este método não leva em consideração efeitos persistentes. Uma variável apresenta efeitos persistentes quando, *ceteris paribus*, ela tende a permanecer com o mesmo nível, ainda que defasada configurando um efeito memória. Como exemplo, tem-se a alta persistência das séries de desigualdade que podem gerar conclusões imprecisas nas situações onde a maior parte da variação advém do corte transversal. Mas, para Temple (1999), essa técnica permite analisar o efeito de variáveis que comprometem o crescimento econômico apenas no longo prazo como também, certa constância ao longo do tempo.

Em busca da solução do viés de variável omitida que representa a heterogeneidade não-observada em cada país e dos erros de medição sobre o Coeficiente de Gini, essa pesquisa usará um painel de dados e abordará um intervalo de tempo de quarenta anos, devido à forte persistência nas séries de desigualdade de renda. O enfoque será sobre países

selecionados da América Latina, que historicamente apresentam grande volatilidade nos níveis de crescimento e um aumento na pobreza estrutural. Portanto, espera-se encontrar um efeito negativo de longo prazo da desigualdade sobre o crescimento econômico.

A estratégia empírica configura-se no controle das variáveis explicativas para examinar como a desigualdade medida pelo coeficiente de Gini afeta a taxa de crescimento da renda *per capita*. A estimativa dos efeitos de curto e longo prazo da desigualdade sobre o crescimento será feita a partir da transformação da equação (9) em um modelo de dados em painel de 5 anos. De maneira específica, ter-se-á:  $y_{it} - y_{it-1} = \gamma y_{it-1} + g_{it} + g_{it-1} + \delta' x_{it-1} + \zeta_t + (\eta_i + v_{it})$ , (12), onde  $i = 1, \dots, N$  denota um dos onze países da América Latina que fazem parte da amostra de dados, e  $t = 1, \dots, T$  é o tempo (com um intervalo de variação de cinco anos entre  $t$  e  $t - 1$ ). Do lado esquerdo,  $y$  representa o log do PIB real *per capita* e exibe aproximadamente uma taxa de crescimento de cinco anos. Do lado direito, ter-se-á, além do PIB *per capita* defasado, um vetor  $x_{it-1}$  formado pelas variáveis que apresentam as características de cada país; um efeito período-específico  $\zeta_t$  usado para capturar mudanças comuns de produtividade em todos os países; um efeito país-específico  $\eta_i$  que captura características não-observadas e invariantes no tempo de um país e um termo de erro idiossincrático  $v_{it}$ .

De acordo com o modelo teórico proposto por Halter *et al.* (2014), a equação (12) contém um índice de Gini expondo desigualdade de renda (*proxy* para ativos), em que o atual é medido em  $t$  representado por  $g_{it}$  e o defasado medido em  $t - 1$  indicado por  $g_{it-1}$ . O vetor  $x_{it-1}$  contém três variáveis adicionais de controle usadas para testar a existência dos canais de transmissão dos efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico dos países da América Latina. A primeira variável é a escolaridade usada como *proxy* para o capital humano e definida como média dos anos de escolaridade secundária da população com idade superior a 25 anos. A Formação Bruta de Capital Fixo é usada como *proxy* para o nível de investimento e a variável (PI) que configura o nível de preços de investimento é inclusa para captar as distorções de mercado devido às regulações, corrupção e tarifas.

## 6.2 Painel Cointegrado

Esta seção é baseada em Frank (2005) e Besarria e Sobral (2015) e visa apresentar o estimador *mean group* (MG), *pooled mean group* (PMG) proposto por Pesaran, Shin e Smith (1999), que combina ambos os *pooling* e as médias dos dados e o estimador *dynamic fixed effect* (DFE). Agora, a estratégia é de investigar a magnitude da relação de longo prazo entre o binômio desigualdade-crescimento, distanciando-se da estratégia adotada por Halter *et al.* (2014).

Primeiro, é necessário verificar se as séries do PIB, Gini, escolaridade, FBKF e PI são estacionárias. Essa verificação é possível com a adoção dos testes de raiz unitária em painel de Breitung (1999), Levin *et al.* (2002) e Im *et al.* (2003). Os dois primeiros testes assumem como hipótese nula que não há estacionariedade para todos os indivíduos e como hipótese alternativa admitem que o termo auto regressivo<sup>36</sup> é comum para todos os indivíduos do painel, sendo também denominada de alternativa homogênea.

O teste proposto por Im *et al.* (2003) tem como hipótese nula a não estacionariedade para todos os indivíduos e assume como hipótese alternativa que uma parcela das séries do painel são estacionárias com coeficientes auto regressivos distintos, conhecidos como alternativa heterogênea. Os testes de Breitung (1999), Levin *et al.* (2002) e Im *et al.* (2003) baseiam-se no pressuposto de parâmetros individuais de persistência e permitem testar a hipótese nula de raiz unitária em todas as séries contra a hipótese alternativa de raízes unitárias em algumas séries (mas não necessariamente todas).

Após os testes de estacionariedade das séries e a identificação de suas ordens de integração, o próximo passo é o teste de cointegração em painel de Pedroni (2004) com o propósito de testar se o crescimento econômico, a desigualdade de renda e a escolaridade compartilham de uma mesma tendência de crescimento de longo prazo<sup>37</sup>. Pedroni (2004) desenvolveu um teste de cointegração para a análise em dados de painel com apenas um regressor. A hipótese de cointegração é tratada a partir da adaptação da seguinte relação,  $y_{it} = \alpha_i + \beta_i d_{it} + \mu_{it}$  (13), onde  $y_{it}$  é o logaritmo da renda real *per capita*,  $d_{it}$  é o logaritmo da desigualdade;  $y_{it}$  e  $d_{it}$  são cointegradas com inclinação  $\beta_i$ , que pode ou não ser homogênea em  $i$ ;  $t = 1, \dots, T$  é a dimensão temporal;  $i = 1, \dots, N$  é a dimensão *cross-*

36 Maior parte dos modelos descrevem os testes de raiz unitária a partir de um processo auto regressivo, tal como:  $y_{it} = \mu_i y_{it-1} + u_{it}$ , onde  $\mu$  é o termo auto regressivo e  $u$  é o termo estocástico.

37 A escolha da variável escolaridade e desigualdade de renda é melhor justificada na seção dos resultados.

*section*. Os resíduos da equação (13) são utilizados para a obtenção de sete estatísticas, de acordo com Pedroni (1999), onde quatro estatísticas são baseadas na dimensão *within* (testes de cointegração em painel) e as demais são baseadas na dimensão *between* (testes de cointegração de painel *group mean*). As estatísticas da dimensão *within* têm como hipótese nula a não cointegração:  $H_0: \gamma_i = 1$ , qualquer que seja  $i$ . Onde  $\gamma_i$  é o coeficiente auto-regressivo do resíduo  $\epsilon_i$ . A hipótese alternativa é definida por:  $H_A: \gamma_i = \gamma < 1$ , qualquer que seja  $i$ , assume valores comuns de  $\gamma_i$

As outras estatísticas são fundamentadas na dimensão *between* e também testam a hipótese nula de não cointegração:  $H_0: \gamma_i = 1$ , qualquer que seja  $i$ , versus a hipótese alternativa de  $H_A: \gamma_i < 1$ , logo, não há valor comum para o coeficiente auto-regressivo neste caso. Estas estatísticas admitem como hipótese alternativa a heterogeneidade dos interceptos e coeficientes entre os indivíduos e as estatísticas são formadas por médias dos valores individuais  $i$ , obtidos para cada unidade  $i$  do painel.

A metodologia de Pesaran, Shin e Smith (2009) será utilizada para uma abordagem de painéis dinâmicos heterogêneos não-estacionários, em que busca-se encontrar a magnitude da relação de longo prazo entre a desigualdade de renda, a escolaridade e o crescimento da renda. A primeira análise dessa dissertação com o uso dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios, adotou como hipótese a desigualdade de curto prazo igual a  $D_t^y$  e a de longo prazo representada por  $D_{t-1}^y$ .

Dado um painel dinâmico auto-regressivo distributivo de defasagem  $(p, q_1, \dots, q_k)$  da forma  $y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it}$  (14), onde o número de grupos  $i = 1, 2, \dots, N$ ; o número de períodos é  $t = 1, 2, \dots, T$ ;  $X_{it}$  é um vetor  $k \times 1$  de variáveis explicativas;  $\delta_{it}$  são os coeficientes dos vetores  $k \times 1$ ;  $\lambda_{ij}$  são os escalares; e  $\mu_i$  é um efeito de grupo-específico.  $T$  deve ser suficientemente grande de tal modo que o modelo pode ser testado para cada grupo separadamente. As tendências temporais e outros regressores fixos podem ser inclusos.

Admite-se que as variáveis na equação (13) são  $I(1)$  e cointegradas, logo, o termo de erro é um processo  $I(0)$  para todo indivíduo. A principal característica de variáveis cointegradas é sua capacidade de resposta à qualquer desvio do equilíbrio de longo prazo. Esta característica implica um modelo de correção de erro (MCE) em que a dinâmica de

curto prazo das variáveis no sistema são influenciadas pelo desvio do equilíbrio. A resolução desse problema consiste em reparametrizar a equação acima na equação da correção de erros

$$\Delta y_{it} = \phi_i(y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Onde  $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$ ,  $\theta_i = \frac{\sum_{j=0}^q \delta_{ij}}{(1 - \sum_k \lambda_{ik})}$ ,  $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, p-1$  e

$$\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}, j = 1, 2, \dots, q-1.$$

Deste ponto em diante, a forma de especificação dinâmica será exposta através da análise da relação de longo prazo entre a escolaridade e a desigualdade de renda sobre o crescimento econômico na América Latina. A equação abaixo ilustra a estratégia empírica que será adotada nessa subseção

$$\log(\text{renda}_{it}) = \theta_{0i} + \theta_{1i} \log(\text{escolaridade}_{it}) + \theta_{2i} \text{desigualdade}_{it} + u_{it}, \quad (16)$$

$i = 1, 2, \dots, N$  e  $t = 1, 2, \dots, T$ , onde  $\log(\text{renda}_{it})$  é o logaritmo da renda real *per capita* de um país que faz parte da amostra da América Latina,  $\theta_{0i}$  é um efeito fixo país-específico, a variável  $\log(\text{escolaridade}_{it})$  representa o logaritmo da escolaridade e  $\text{desigualdade}_{it}$  é a desigualdade de renda familiar medida pelo Coeficiente de Gini.

Uma regressão de variáveis cointegradas tem um termo de erro estacionário,  $u_{it}$ , implicando que variáveis integradas sem relevância são omitidas; qualquer variável não-estacionária omitida que faz parte da relação de cointegração iria entrar no termo de erro, produzindo, assim, resíduos não-estacionários e levando a uma falha para detectar cointegração. Portanto, uma implicação importante da cointegração encontrada, é que as variáveis integradas sem relevância são omitidas no vetor de cointegração. Os estimadores de cointegração são, portanto, robustos diante da omissão de variáveis que não fazem parte da relação de cointegração. Isso justifica um modelo na forma reduzida, para identificar variáveis fundamentais que devem ser inclusas para estimar o efeito de longo prazo da desigualdade de renda sobre a renda *per capita* (HERZER e VOLLMER, 2012).

Admite-se que os testes de estacionariedade provaram que a renda *per capita*, a escolaridade e a desigualdade são  $I(1)$  e cointegradas, logo o termo de erro é um processo

I(0) para todo  $i$ . Impondo uma defasagem de um sobre todos os termos, a equação auto regressiva de defasagem distribuída (1,1,1) é

$$y_{it} = \gamma_i + \delta_{10i}e_{it} + \delta_{11i}e_{i,t-1} + \delta_{20i}d_{it} + \delta_{21i}d_{i,t-1} + \lambda_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

(17) Onde  $y_{it}$  representa o logaritmo da renda real *per capita*,  $e_{it}$ , o logaritmo da escolaridade e  $d_{it}$  o nível de desigualdade de renda.

A equação resultante do modelo de correção de erro é

$$\Delta y_{it} = \phi_i [y_{i,t-1} - \theta_{0i} - \theta_{1i}e_{i,t-1} - \theta_{2i}d_{i,t-1}] + \delta_{11i}\Delta e_{i,t-1} + \delta_{21i}\Delta d_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

(18)

Onde

$$\theta_{0i} = \frac{\gamma_i}{1-\lambda_i}, \theta_{1i} = \frac{\delta_{10i} + \delta_{11i}}{1-\lambda_i}, \theta_{2i} = \frac{\delta_{20i} + \delta_{21i}}{1-\lambda_i} \text{ e } \phi_i = -(1-\lambda_i).$$

O parâmetro  $\phi_i$  é o termo da velocidade de ajustamento da correção de erro. Se as variáveis apresentam um retorno de equilíbrio de longo prazo, esse parâmetro será significativamente negativo. Mas, se  $\phi_i = 0$  não haverá nenhuma evidência para uma relação de longo prazo. O interesse principal é no tipo de relação de longo prazo entre a escolaridade e a desigualdade de renda, representados pelos coeficientes de longo prazo  $\theta_{1i}$  e  $\theta_{2i}$ .

Baltagi (2001) apresenta algumas maneiras de estimar a equação (18), considerando-a a representação de um painel dinâmico e em que, ambos N e T são relativamente grandes. A primeira abordagem trata de uma de estimação de efeitos fixos (FE) em que podem ser utilizados dados de séries temporais para cada país e que são centralizados (*pooled*) e apenas os interceptos diferem entre os países. Se os coeficientes de inclinação são idênticos, a abordagem FE poderia produzir resultados inconsistentes e potencialmente enganosos. Outro tipo de abordagem, é a do estimador de grupos médios (MG) proposto por Pesaran e Smith (1995) que consiste em estimar o modelo separadamente para cada país individualmente, e em seguida ser calculada a média dos coeficientes. A principal característica deste estimador é que os interceptos, os coeficientes de inclinação e as variâncias do erro podem diferir entre os países.

Pesaran, Shin e Smith (1999) propuseram um estimador *pooled mean group* (PMG) que combina ambos os *pooling* e as médias dos dados. Esse estimador intermediário permite

que os interceptos, os coeficientes de curto prazo e as variâncias do erro difiram entre os países (como seria o estimador MG), mas enfraquece os dados e restringe os coeficientes de longo prazo serem os mesmos entre os países (como seria o estimador FE) (FRANK, 2005).

Existem boas razões para esperar que as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis sejam semelhantes entre os grupos, como as restrições orçamentárias ou de solvência, condições de arbitragem ou tecnologias comuns que influenciam todos os grupos da mesma forma. As razões para assumir que as dinâmicas de curto prazo e as variâncias de erro são as mesmas tendem a ser menos atraentes. Não impor igualdade dos coeficientes de inclinação de curto prazo também permite uma especificação dinâmica (por exemplo, o número de defasagens inclusas) diferir entre os grupos (PESARAN, SHIN e SMITH, 1999).

### 6.3 Base de Dados e Descrição das Variáveis

As variáveis dispostas na tabela 06, foram usadas com o objetivo de analisar os efeitos do nível de renda *per capita*, investimento, escolaridade e da instabilidade política sobre o crescimento econômico da Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela entre 1970 e 2010. De maneira específica, tem-se o objetivo de estimar os efeitos da desigualdade de renda (*proxy* para ativos) sobre o crescimento do produto dos países da América Latina no período citado com o uso da equação 12. Essas variáveis foram também utilizadas por Forbes (2000), Halter *et al.* (2014), Gründler e Scheuermeyer (2014) e Cingano (2014).

**Tabela 06 - Descrição das Variáveis**

| Variáveis                      | Significado; Fonte                                                                       | Sinal Esperado |
|--------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------|----------------|
| <b>Variável dependente</b>     |                                                                                          |                |
| Taxa de crescimento econômico  | Variação do PIB <i>per capita</i> em 5 anos (%):<br>$(y_t - y_{t-1}) \times 100$         |                |
| <b>Variáveis independentes</b> |                                                                                          |                |
| Coeficiente de Gini            | Coeficiente de Gini da distribuição de renda; UNU-WIDER (2008)                           | (-)            |
| PIB <i>per capita</i> ( $y$ )  | ln do PIB real <i>per capita</i> (em US\$ correntes); World Development Indicators (WDI) | (-)            |
| Escolaridade                   | Média de anos de escolaridade secundária da população em idade ativa; Barro e Lee (2010) | (+)            |
| FBCF                           | Formação Bruta de Capital Fixo (% do PIB); WDI                                           | (+)            |
| PI (instabilidade política)    | Nível de preço de investimento; Heston <i>et al.</i> (2006)                              | (-)            |

**Fonte:** Elaboração do autor.

A taxa de crescimento do logaritmo natural do PIB real *per capita* tem sua variação medida em um intervalo de cinco em cinco anos, devido à possibilidade das taxas de crescimento anuais incorporarem distúrbios no curto prazo. Forbes (2000) afirma que isso reduz a correlação serial anual de ciclo de negócios. O ciclo de negócios, porém, faz oscilar

o comportamento do PIB, o que gera distúrbios de um ano para outro. De acordo com essa teoria, os altos e baixos do ciclo econômico são as reações naturais e eficientes da economia às mudanças das possibilidades tecnológicas (MANKIW, 2004).

A variável PIB real *per capita* é usada na forma logarítmica em dólares correntes e é obtida do World Development Indicators (WDI) do Banco Mundial. Essa variável é definida como o produto interno bruto dividido pela população como também a proporção de riqueza gerada correspondente a cada habitante. O produto interno bruto é a soma do valor acrescentado por todos os produtores residentes na economia mais quaisquer impostos sobre os produtos e menos quaisquer subsídios não inclusos ao valor dos produtos (World Bank national accounts data, 2015).

O PIB real *per capita* é defasado para testar a hipótese da convergência condicional entre os países selecionados da América Latina. Mankiw *et al.* (1992) e Barro (2003), concluíram que a hipótese de convergência absoluta proposta pelo modelo de crescimento de Solow (1956), Koopmans (1965) e Cass (1965) não pode ser confirmada empiricamente. No entanto, o que pode ser observado nos dados é a convergência condicional, isto é, a relação inversa entre o nível inicial do PIB *per capita* e a taxa de crescimento. Essa relação deve ser examinada considerando constante algumas características que distinguem os países (GRÜNDLER e SCHEUERMEYER, 2014).

A variável escolaridade é utilizada como *proxy* para capital humano que é aproximado pela média dos anos de escolaridade secundária da população com idade superior a 25 anos. Além da escolaridade, outra dimensão possível de capital humano é a saúde, que é medida pela expectativa de vida ao nascer. Essa dimensão não será utilizada nesta análise, porque adota-se a mesma *proxy* de capital humano de Halter *et al.* (2014). Os dados referentes a essa variável foram obtidos de Barro e Lee (2010).

Um novo conjunto de dados sobre o nível educacional aplica-se a 146 países em intervalos de cinco anos de 1950 a 2010. As estimativas são desagregadas por sexo e por faixas etárias de 5 anos. As estimativas de escolaridade servem como uma *proxy* razoável para o estoque de capital humano de um amplo grupo de países. O conjunto de dados tem sido útil para o estudo das ligações entre os países através da educação e variáveis econômicas e sociais importantes, tais como o crescimento econômico, a competitividade

das exportações, a fertilidade, a desigualdade de renda, a democracia, instituições e a liberdade política (BARRO e LEE, 2010).

A Formação Bruta de Capital Fixo, também retirada do WDI do Banco Mundial, é usada como uma *proxy* para captar os possíveis efeitos positivos do investimento sobre o crescimento econômico. Esta variável é incluída no vetor  $x_{it-1}$  de forma defasada e de acordo com outras pesquisas empíricas, isso é feito para isolar o efeito do investimento no crescimento. Ela é composta por gastos com adições aos ativos fixos da economia mais variações líquidas no nível de estoques. Os ativos fixos incluem melhoramentos de terrenos (valas, drenagens etc.); instalações, máquinas, equipamentos e compras; e a construção de estradas, ferrovias, incluindo escolas, escritórios, hospitais, habitações residenciais privadas e edifícios comerciais e industriais (World Bank national accounts data, 2015).

O nível de preços de investimento é medido pela variável PI e será usada como uma *proxy* para capturar as distorções de mercado que afetam o custo do investimento, tais como tarifas, regras governamentais e corrupção. Segundo Forbes (2000), esta variável é frequentemente utilizada na literatura internacional e macroeconômica e mede como o custo de investimento varia entre cada país e os Estados Unidos.

Apresenta como fonte de dados Heston *et al.* (2006) que criaram o Penn World Table Version 6.2 com o objetivo de fornecer a paridade poder compra e as contas da renda nacional convertidas em preços internacionais de 189 países entre 1950-2007. Portanto, espera-se encontrar uma relação inversa entre essa variável e as taxas de crescimento do PIB no período analisado na amostra de onze países selecionados da América Latina.

A principal variável explicativa desta pesquisa é o Coeficiente de Gini que mede a desigualdade de renda pessoal em cada país e foi retirado do banco de dados da UNU-WIDER<sup>38</sup> (2008). Este banco é chamado de WIID (The World Income Inequality database) que coleta, armazena e fornece o mais completo conjunto de estatísticas sobre a desigualdade de renda disponível entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

O Índice de Gini é utilizado pela ONU para comparar a distribuição de renda dos países, e sua principal vantagem é ter associação direta com a Curva de Lorenz. A Curva de Lorenz é um gráfico de frequência relativa acumulada que compara a distribuição empírica

---

38 United Nations University – World Institute for Development Research.

de uma variável com a distribuição máxima igualitária. Quanto mais próxima for a curva de frequência relativa acumulada da reta que representa a distribuição igualitária, menor será o Índice de Gini, ao passo que, quanto maior for a discrepância entre a curva e a reta, maior será o coeficiente de Gini e, portanto, maior será a concentração de renda (MATOS, 2005).

O IPECE (Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará) cita as vantagens e desvantagens do uso do Coeficiente de Gini (2015, p. 7):

[...] é uma medida de desigualdade calculada por meio de uma análise de razão, ao invés de uma variável representativa da maioria da população, tais como renda *per capita* ou do produto interno bruto. Ele pode ser usado também para comparar as distribuições de renda entre diferentes setores da população, tais como as zonas urbanas e rurais. É um índice suficientemente simples e facilmente interpretado, especialmente quando comparações são feitas entre países. Por ser simples, ele também permite uma comparação da desigualdade entre economias através do tempo. Uma primeira desvantagem do coeficiente de Gini é que ele mede a desigualdade de renda, mas não a desigualdade de oportunidades. Por exemplo, alguns países podem ter uma estrutura de classes sociais que apresentam barreiras à mobilidade ascendente, o que não se reflete em seus coeficientes de Gini. Outro problema com esse índice é que ele pode estar medindo coisas diferentes. Por exemplo, se dois países tem o mesmo coeficiente de Gini, mas um é pobre e o outro é rico, então no caso do primeiro ele estaria medindo a desigualdade na qualidade de vida material, enquanto que no segundo a distribuição do luxo além das necessidades básicas. Outra questão é que a curva de Lorenz, pode subestimar o valor relativo da desigualdade se as famílias mais ricas são capazes de usar a renda de forma mais eficiente do que as famílias de baixa renda, ou vice-versa.

Portanto, como qualquer outro índice estatístico, o Gini também apresenta suas limitações de ordem empírica. Uma grande desvantagem em seu uso seria apenas a medição da desigualdade de renda mas não da desigualdade de oportunidades. Focando no conceito de desigualdade de oportunidades, as investigações admitem que os resultados econômicos dos indivíduos são determinados tanto por variáveis de esforço (fatores de responsabilidade), quanto por variáveis de circunstâncias que fogem do controle dos agentes econômicos (fatores de não responsabilidade). Para tanto, é necessário decompor a desigualdade a partir da criação de duas distribuições contra factuais onde se equaliza a desigualdade resultante de variáveis de esforço (abordagem direta) e de circunstância (abordagem indireta)<sup>39</sup> (FIGUEIREDO, SILVA e REGO, 2012).

Muitos pesquisadores também admitem a existência de vieses de erros de medida na coleta do Coeficiente de Gini que podem influenciar os resultados das estimações da relação desigualdade-crescimento. De acordo com Panizza (2002, p. 9), o conjunto de dados *cross-country* é derivado de pesquisas que estão sujeitas à amplos erros de medidas (especialmente

---

39 Para uma melhor discussão, ver Figueiredo e Silva (2011); Figueiredo, Silva e Rego (2012).

países em desenvolvimento); são baseadas em diferentes conceitos de unidades de destinatários (alguns usam indivíduos e outros famílias); e não tem cobertura homogênea (algumas pesquisas estão limitadas à áreas urbanas).

Alguns países em desenvolvimento não apresentam Institutos de Estatística para coleta e divulgação periódica de dados sobre desigualdade, isso depende do sistema político vigente e de uma sociedade democrática. Em relação à unidade de análise, alguns censos são baseados em rendimentos individuais disponíveis e outros em agregados familiares. Por exemplo, o conjunto de dados da OCDE-IDD (Income Distribution Database) apresenta um número de indicadores padronizados com base no conceito central da renda familiar equalizada, definido como o rendimento total recebido pelas famílias ajustado à dimensão do agregado familiar com uma escala de equivalência (CINGANO, 2014).

Voitchovsky (2005) também faz menção aos erros de medida e a comparabilidade fraca de estatísticas de desigualdade entre países e ao longo do tempo. A escassez de dados e o tamanho das amostras, em geral, não permite uma comparação eficiente. A autora afirma que a introdução do conjunto de dados de Deininger e Squire (1996) apresentou uma melhoria na quantidade e qualidade dos dados de distribuição de renda disponíveis. Um resultado inédito foi proposto por Barro (2000) ao utilizar o conjunto de dados citado anteriormente, onde expõe que a desigualdade parece encorajar o crescimento apenas dentro dos países ricos e retardá-lo em países pobres.

## 7 Resultados

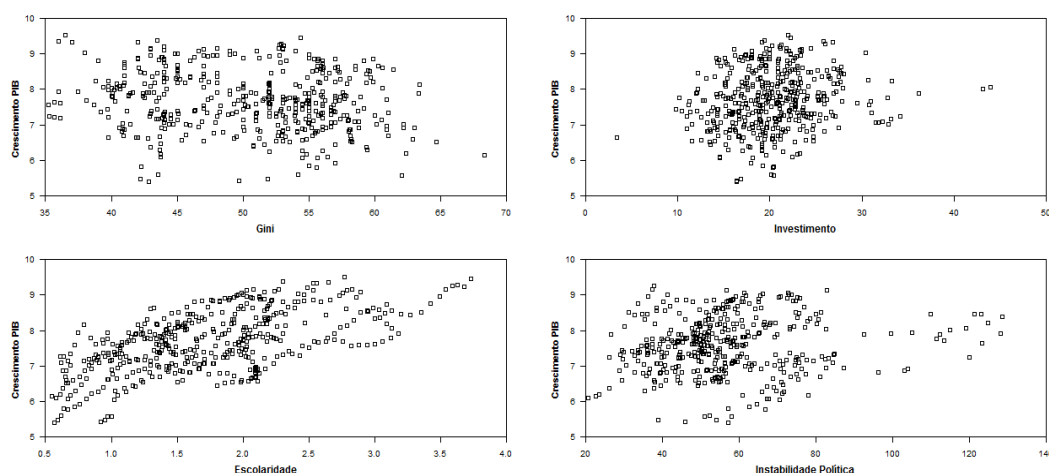
Nesta parte será apresentada uma descrição das características das variáveis utilizadas nesta análise e uma discussão dos resultados das estimações. É importante ressaltar a influência da desigualdade passada e atual sobre o crescimento econômico e os efeitos das demais variáveis explicativas. Espera-se captar um efeito positivo da desigualdade atual e um negativo da desigualdade defasada, mas também testar a presença dos mecanismos de transmissão da desigualdade sobre o crescimento, dentre os quais: a Formação Bruta de Capital Fixo utilizada como *proxy* para investimento (canal econômico), o Nível de Preços de Investimento como *proxy* para instabilidade política e distorções de mercado e o investimento em capital humano tendo como *proxy* a escolaridade (canais de economia política).

### 7.1 Avaliação do Impacto das Variáveis Explicativas

Uma alternativa para iniciar a discussão da relação entre crescimento econômico e seus determinantes (Capital Humano, Desigualdade de Renda, Formação Bruta de Capital Fixo e o Nível de Preços de Investimento), tal como proposto no modelo teórico, é a análise gráfica. A Figura 01 representa os gráficos de dispersão, entre esses termos, para os onze países (Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela) que compõem a América Latina entre 1970 e 2010.

A Figura 01 abaixo não deixa clara a relação entre os termos analisados, com exceção da escolaridade. Visualmente o que se percebe é uma associação positiva entre o crescimento econômico e a escolaridade na América Latina. Apesar de ser uma análise inicial, essa associação reforça a ideia da teoria do capital humano de que investimentos em capacitação, treinamento e pesquisa promovem um aumento de produtividade e, consequentemente, aumentam o crescimento econômico. Além dessa discussão é importante apresentar o comportamento das variáveis utilizadas neste estudo por meio das estatísticas descritivas das mesmas, em conformidade com a Tabela 07.

**Figura 01 - Relações entre a Taxa de Crescimento do PIB e os seus determinantes (Índice de Gini, Investimento, Escolaridade e Instabilidade Política)**



**Fonte:** Elaboração própria.

A tabela 07 apresenta um resumo das estatísticas das variáveis usadas na estimação que afetarão o crescimento e a tabela 08 mostra a evolução das médias do crescimento econômico, a desigualdade de renda, a instabilidade política, o investimento e a escolaridade. Ambas as tabelas mostram que há baixo crescimento e alto nível de desigualdade em comparação com as economias asiáticas emergentes que mostraram-se mais dinâmicas nesse período. Para Delbianco *et al.* (2014), as décadas de 1970 até 1990 apresentaram mudanças significativas na taxa de crescimento do PIB, com rápidas quedas em alguns intervalos de tempo, indicando alta volatilidade nas economias da América Latina.

**Tabela 07: Estatísticas Descritivas das Variáveis utilizadas**

| Variável               | Observações | Média | Desvio padrão | Mínimo | Máximo |
|------------------------|-------------|-------|---------------|--------|--------|
| Instabilidade política | 418         | 56,85 | 18,09         | 20,78  | 128,38 |
| Escolaridade           | 451         | 1,74  | 0,67          | 0,55   | 3,73   |
| Investimento           | 451         | 20,18 | 4,76          | 3,4    | 43,92  |
| Índice de Gini         | 451         | 0,503 | 0,663         | 0,352  | 0,683  |
| Crescimento econômico  | 451         | 1,69  | 2,44          | -4,25  | 8,06   |

Fonte: Elaborado pelo autor.

O primeiro termo que é apresentado na tabela 07 é a variável instabilidade política que apresentou valor médio, aproximadamente igual à 56,85. A priori, isso indica um ambiente mais hostil para investimentos em comparação com os Estados Unidos<sup>40</sup>. A variável escolaridade tem um média de 1,74 anos de estudo entre a população economicamente ativa de 15 a 64 anos e um valor máximo de 3,73 anos, o que pode sugerir baixo nível de qualificação e maior quantidade de trabalhadores que recebem salário mínimo.

O investimento medido pela Formação Bruta de Capital Fixo possui um valor médio igual a 20,18% em relação ao PIB e um valor máximo de 43,92% pertencente ao Paraguai em 1978. Em relação à medida de desigualdade de renda, o valor médio do Coeficiente de Gini é próximo a 0,503, com valor máximo igual a 0,683. Gasparini e Lustig (2011) corroboram com essa evidência que ilustra que a América latina tem um alto nível de desigualdade global e em comparação com o resto do mundo, apresenta poucas mudanças nesse fator ao longo do tempo<sup>41</sup>.

40 Para Forbes (2000), esta variável é frequentemente utilizada na literatura internacional e macroeconômica e mede como o custo de investimento varia entre cada país e os Estados Unidos.

41 Delbianco *et al.* (2014) analisando dados entre 1991 e 1995 evidenciaram que, aproximadamente 40% da renda é concentrada nos 10% mais ricos da população da América Latina.

**Tabela 08 - América Latina: Taxa de Crescimento da Renda *per capita* e variáveis selecionadas**

| Períodos  | Instabilidade política | Escolaridade | Investimento | Índice de Gini | Crescimento econômico |
|-----------|------------------------|--------------|--------------|----------------|-----------------------|
| 1970-1975 | 58,90                  | 1,00         | 21,22        | 0,511          | 2,74                  |
| 1976-1980 | 64,30                  | 1,11         | 23,36        | 0,492          | 2,58                  |
| 1981-1985 | 61,85                  | 1,40         | 19,39        | 0,488          | -1,81                 |
| 1986-1990 | 52,59                  | 1,63         | 18,64        | 0,483          | 1,71                  |
| 1991-1995 | 54,47                  | 1,90         | 19,07        | 0,510          | 2,70                  |
| 1996-2000 | 59,18                  | 2,05         | 20,12        | 0,535          | 0,60                  |
| 2001-2005 | 48,51                  | 2,28         | 18,08        | 0,517          | 1,69                  |
| 2006-2010 | 52,60                  | 2,53         | 21,37        | 0,487          | 3,27                  |
| Média     | 56,85                  | 1,74         | 20,16        | 0,503          | 1,69                  |

**Fonte:** Elaborado pelo autor.

De acordo com a tabela 08, a taxa de crescimento média anual da renda *per capita* dos onze países selecionados da Região exibiu oscilações consideráveis entre 1970 e 2010 permanecendo com uma média geral de aproximadamente 1,69% a.a. A chamada “década perdida” trouxe uma retração na atividade econômica da região e ficou com uma taxa de crescimento de -1,81% a.a. no período de 1981 e 1985. A crise de 2000 contribuiu com a taxa de crescimento de 1,69%, mas a partir de 2006 e com a ajuda da economia chilena, a taxa de crescimento econômico da Região fica em torno de 3,27% a.a.

As variáveis explicativas apresentaram bom desempenho no período 2006-2010 em comparação com 2001-2005. Houve um aumento no nível médio de escolaridade, na taxa de investimento, na taxa de crescimento econômico e consequentemente, uma queda no nível de desigualdade de renda. Como já citado anteriormente, a América Latina apresenta um alto nível de concentração de renda, logo, crescer apenas não implica que esse crescimento econômico escoe (*trickle-down*) para as camadas menos favorecidas da população. É necessário ocorrer uma diminuição na desigualdade de renda para que o crescimento econômico em determinado período beneficie a população (crescimento pró-pobre).

Essas são análises meramente exploratórias e não expressam relação causal entre os termos, passando a obter mais propriedade quando acompanhada de uma análise empírica, tal como será proposto adiante. Antes de proceder a análise dos resultados, destaca-se que foram realizados testes de estacionariedade<sup>42</sup> nas séries de PIB, investimento, escolaridade,

42 Quando uma variável apresenta raiz unitária, os pressupostos estatísticos de que a média e a variância devem ser constantes ao longo do tempo são violados comprometendo, dessa forma, os resultados obtidos com a utilização de modelos econométricos, pois a regressão é considerada espúria, isto é, sem significado econômico (MARGARIDO E JUNIOR, 2006).

desigualdade de renda e instabilidade política. A Tabela 09 expõe os resultados dos testes de raiz unitária propostos por Levin, Li e Chu, Breitung e Im, Pesaran e Shin (IPS).

**Tabela 09: Testes de Raiz Unitária em painel**

| Variáveis        | Levin, Li e Chu | Breitung | IPS    | Conclusão |
|------------------|-----------------|----------|--------|-----------|
| PIB              | 8.43            | 6.98     | 7.62   |           |
| <i>p-valor</i>   | (0.99)          | (0.99)   | (0.99) |           |
| D(PIB)           | -1.49           | -8.26    | -5.70  | I(1)      |
| <i>p-valor</i>   | (0.06)          | (0.00)   | (0.00) |           |
| Gini             | -0.58           | -1.37    | -2.70  |           |
| <i>p-valor</i>   | 0.27            | (0.10)   | (0.00) |           |
| D(Gini)          | -18.13          | -8.42    | -10.28 | I(1)      |
| <i>p-valor</i>   | (0.00)          | (0.00)   | (0.00) |           |
| FBKF             | -0.51           | -6.38    | -4.73  |           |
| <i>p-valor</i>   | 0.30            | (0.00)   | (0.00) |           |
| D(FBKf)          | -12.14          | -6.65    | -10.90 | I(1)      |
| <i>p-valor</i>   | (0.00)          | (0.00)   | (0.00) |           |
| Escolaridade     | 0.25            | -0.60    | 2.44   |           |
| <i>p-valor</i>   | (0.59)          | (0.27)   | (0.99) |           |
| D(Escolaridade)  | 1.06            | -2.44    | -0.95  | I(1)      |
| <i>p-valor</i>   | (0.85)          | (0.00)   | (0.08) |           |
| Instabilidade    | 0.01            | -2.79    | -2.02  |           |
| <i>p-valor</i>   | (0.50)          | (0.01)   | (0.02) |           |
| D(Instabilidade) | -8.91           | -4.63    | -8.25  | I(1)      |
| <i>p-valor</i>   | (0.00)          | (0.00)   | (0.00) |           |

**Fonte:** Elaboração própria.

Como pode ser visto, os testes foram aplicados inicialmente nas séries em nível e os resultados obtidos indicam presença de raiz unitária. Detectada a presença de raiz unitária,

então deve-se remover a tendência das séries temporais não estacionárias. Outro fato relevante desta análise é que todas as séries apresentam a mesma ordem de integração  $I(1)$ . Essa é uma condição necessária para a realização dos testes de cointegração, tal como será apresentado na seção 7.2.

## 7.2 Resultados Econométricos

Passada a etapa de descrição do tratamento dado às séries utilizadas neste estudo, retoma-se a atenção para o método de estimação. Foi descrito na seção que trata dos procedimentos metodológicos que a investigação dos fatores que determinam crescimento econômico será tratada inicialmente por meio dos modelos de dados em painel com efeitos fixos e aleatórios. Os resultados desta etapa estão descritos na Tabela 10.

As colunas 2, 3 e 4 trazem os resultados das estimações da expressão (12). A coluna (2) representa os resultados baseados no modelo com efeitos fixos; já as colunas (3) e (4) representam as estimativas obtidas a partir do modelo com efeitos aleatórios. Sendo que, a distinção entre os resultados da coluna (3) para a coluna (4) está no fato de a primeira incluir os efeitos de curto e longo prazo, tal como proposto por Halter *et al.* (2014), onde o coeficiente de Gini atual capta o efeito de curto prazo e o termo defasado capta o efeito de longo prazo; a coluna (4) expõem apenas os efeitos de longo prazo.

Antes de apresentar a discussão dos resultados obtidos é importante ressaltar que foi aplicado o teste de Hausman, representado na Tabela 10, com o intuito de verificar qual dos métodos (modelo com efeitos fixos ou aleatórios) é preferível para tratar a relação proposta neste estudo. Os resultados deste teste indicam que, ao nível de 5%, o modelo com efeitos aleatórios é preferível ao modelo com efeitos fixos. Com isso, a discussão adiante irá se restringir aos modelos com efeitos aleatórios.

**Tabela 10: Modelos de Paineil com Efeitos Fixos e Aleatórios**

|                         | Efeito fixo         | Efeito aleatório    | Efeito aleatório    |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Constante               | -                   | 7.4510<br>(2.1738)  | 7.9688<br>(1.8051)  |
| PIB <sub>t-1</sub>      | -0.3857<br>(0.2178) | -0.3896<br>(0.1702) | -0.6137<br>(0.1293) |
| Gini <sub>t</sub>       | -0.0984<br>(0.1285) | -0.1117<br>(0.1056) | -                   |
| Gini <sub>t-1</sub>     | -0.3100<br>(0.1898) | -0.3002<br>(0.1500) | -0.1867<br>(0.1163) |
| FBKF <sub>t-1</sub>     | -0.2558<br>(0.2661) | -0.2662<br>(0.2104) | -0.1422<br>(0.1888) |
| Esc. <sub>t-1</sub>     | 0.1154<br>(0.0465)  | 0.1135<br>(0.0281)  | 0.0734<br>(0.0180)  |
| Pi <sub>t-1</sub>       | -0.0002<br>(0.0001) | -0.0002<br>(0.0001) | -0.0001<br>(0.0001) |
| t                       | -0.0082<br>(0.0299) | -0.0001<br>(0.0029) | 0.0004<br>(0.0024)  |
| Teste de Hausman        | -                   | 7.58                | 12.27               |
| Nível de significância  | -                   | 0.37                | 0.06                |
| Nº de observações       | 41                  | 41                  | 41                  |
| Nº de grupos            | 11                  | 11                  | 11                  |
| Teste F de Chow         | 2.0205              | 0.0000              | 0.0000              |
| R <sup>2</sup> (within) | 0.6689              |                     |                     |

**Fonte:** Elaboração própria.

Em linhas gerais, com exceção do coeficiente de Gini contemporâneo e da formação bruta de capital fixo que não apresentaram significância estatística e sinal diferente do esperado, todos os demais estimadores estão em conformidade com a literatura. É importante ressaltar que o fato de o coeficiente de Gini contemporâneo não ser significativo estatisticamente elimina a possibilidade de captação do efeito positivo de curto prazo da desigualdade sobre o crescimento econômico devido à influência de fatores econômicos (efeito poupança, escala mínima de eficiência e *tradeoff* entre eficiência e equidade), tal como propuseram Halter *et al.* (2014).

Em relação a formação bruta de capital fixo, esse resultado não chega a ser surpreendente, tendo em vista que Cingano (2014) também encontrou uma relação negativa e não significativa entre o capital físico e o crescimento econômico. O argumento adotado para tal fato é o de que a taxa de investimento, reflete flutuações cíclicas de curto prazo que são capturadas na dimensão da série temporal do conjunto de dados.

Em relação a hipótese de convergência condicional, verifica-se que o sinal do PIB *per capita* defasado é negativo e estatisticamente significativo. Esse resultado é igual ao encontrado por Barro (1991), Barro e Sala-i-Martin (1995), e Arjona *et al.* (2001), onde existe uma relação negativa entre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* e o seu nível inicial. Os modelos de crescimento empírico usam o PIB *per capita* defasado como variável explicativa para testar a hipótese de convergência condicional entre países.

Apesar de ser um resultado que já foi discutido exaustivamente na literatura, é importante destacar que países pobres ou com baixo nível de produto *per capita* no passado, tais como os países da América Latina, tendem a crescer mais rapidamente que os países ricos, desde que a hipótese de convergência condicional seja válida, tal como encontrado neste estudo. Portanto, de acordo com a tabela 10, o aumento da renda real passada de 1% reduz a taxa de crescimento contemporâneo em, aproximadamente 0,39%, *ceteris paribus*.

Em termos quantitativos, um aumento no coeficiente de Gini atual em 1% leva a uma queda na taxa de crescimento nos 5 anos subsequentes na gama de 0,11%. Como o efeito negativo defasado da desigualdade é mais importante para os formuladores de política econômica, as estimativas sugerem que um aumento da desigualdade passada em 1% reduz a taxa de crescimento em 0,30% (de acordo com o modelo teórico, ter-se-á  $\theta_1 + \theta_2 < 0$ ).

O coeficiente da variável escolaridade adotado como *proxy* para o capital humano apresentou o sinal esperado e mostrou-se estatisticamente significativo. Há uma sugestão de que, no período analisado e para essa amostra de países, ter-se-á uma relação positiva entre o nível de capital humano de uma população e as taxas de crescimento da economia. Em termos quantitativos, um aumento de 1% no nível de escolaridade aumenta a taxa de crescimento econômico no período de 5 anos em aproximadamente 0,11%.

Com relação ao nível de preços de investimentos, a variável (PI) usada como *proxy* para captar distorções no mercado causadas por políticas regulatórias, instabilidade política e corrupção apresentou uma relação contrária com a taxa de crescimento econômico e foi estatisticamente significativa. Esta variável serviu para testar a existência dos efeitos negativos da instabilidade política, golpes, corrupção sobre o crescimento econômico. Um aumento de 1% no preço dos investimentos causa uma redução de aproximadamente 0,0002% na taxa de crescimento da economia dos onze países selecionados da América Latina, *ceteris paribus*. Perotti (1995), Alesina e Perotti (1996), Forbes (2000) e Halter *et al.* (2014) também encontraram resultados negativos e altamente significativos para o coeficientes estimados.

O primeiro resultado encontrado para o  $Gini_t$  não capta a necessidade da existência de imperfeições no mercado de crédito, condição necessária para aumentar rapidamente o estoque de capital físico em grandes projetos e investimentos de alto retorno. O efeito negativo de curto prazo contraria o corolário 1 presente no modelo teórico, que afirma que, um aumento da desigualdade causa primeiro um aumento no produto agregado e depois um declínio. O efeito de longo prazo (ou total), é negativo, se e somente se, a condição (C1) é

$$\text{válida: } \frac{X(1) - X(0)}{X(1)\omega^P(L) - X(0)\omega^P(H)} > \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h}.$$

A intuição por trás do corolário 1 é de que um aumento da desigualdade não tem impacto imediato sobre o nível de bem público considerado no modelo teórico, mas melhora a alocação produtiva. Como resultado o produto agregado pode elevar-se no curto prazo e em seguida, ele cai eventualmente abaixo do seu nível inicial. Este estimador não captou o efeito esperado para essa análise. Uma justificativa teórica para o resultado negativo da desigualdade é a de se  $\omega^P(D_t) > \omega^c, D_t = L \Rightarrow$  Efeito de curto prazo da desigualdade

negativo sobre o crescimento econômico. Portanto, o modelo (2) apresenta como resultado, o sinal negativo do efeito da desigualdade no longo prazo<sup>43</sup>.

Com uma abordagem linear da relação desigualdade-crescimento no longo prazo, Cingano (2014) baseado em dados harmonizados abrangendo os países da OCDE, encontra que a desigualdade de renda líquida após os impostos, medida pelo Gini, tem um impacto negativo considerável e estatisticamente significativo sobre o crescimento. Já Voitchovsky (2005) sugere o uso de outras medidas de desigualdade de renda neste tipo de investigação em que a maioria dos mecanismos que preveem um efeito negativo da desigualdade no crescimento enfatizam o papel das disparidades de rendimento na extremidade inferior de distribuição.

Cingano (2014) do mesmo modo, encontra esse resultado, sinalizando que a desigualdade na parte inferior da distribuição, como nas camadas mais pobres da sociedade, podem dificultar o crescimento do PIB *per capita* de um país. Uma análise econométrica alternativa sobre educação e mobilidade social feita pelo mesmo autor sugere que a desigualdade afeta negativamente o desempenho econômico através da diminuição do investimento em oportunidades (educação) dos segmentos mais carentes da população.

Ostry *et al.* (2014) utilizam um conjunto de dados entre países que distingue desigualdade de mercado (antes de impostos e transferências) da desigualdade líquida (após impostos e transferências) e encontram que no médio prazo (cinco anos) alto nível de desigualdade líquida pode reduzir o crescimento. Logo, a desigualdade permanece sendo uma categoria robusta e poderosa do ritmo e da duração dos períodos de crescimento. Os resultados da tabela acima são parecidos com os de Gründler e Scheuermeyer (2014) ao investigar a desigualdade de renda, o crescimento econômico e o efeito da redistribuição.

Galor e Zeira (1993) ao examinar o porquê das diferenças entre as economias persistirem, não atribuem essas diferenças à tecnologia ou ao conhecimento, mas à diferenças no investimento em capital humano, devido à imperfeição no mercado de crédito. Segundo Galor e Zeira (1993, p. 43), famílias com alto nível de riqueza inicial vão investir

---

43 Halter *et al.* (2014) apresentou regressões adicionais tratando as variáveis explicativas persistentes como Gini e Escolaridade como pré-determinadas, o que pode ocasionar mudanças quantitativas e em termos de significância estatística.

em capital humano em cada geração e permanecerem ricas. Famílias com baixa riqueza inicial tendem a investir pouco em capital humano e continuar pobres.

De maneira microeconômica, cada família tem acesso ao mercado de capitais em função do seu nível de renda, assim, a variável que determina o percentual de investimento em capital humano é a riqueza de cada indivíduo. A teoria admite o papel da distribuição de renda na macroeconomia através do investimento em capital humano. Banerjee e Newman (1991) também encontraram uma correlação negativa entre desigualdade e crescimento. Eles alegam que em sociedades com grande concentração de renda, os indivíduos pobres possuem menor capacidade de investimento em capital físico ou humano, o que corrobora com a ideia de que, em sociedades mais desiguais, a proporção de pessoas aptas à investir em qualificação é menor.

### 7.3 Paineis Cointegrados e sua Relação de Longo Prazo

Além da discussão apresentada anteriormente, é importante testar a hipótese de cointegração entre os termos tratados. Essa é uma forma mais usual de expressar a relação de longo prazo entre as variáveis propostas no estudo e, partindo dos resultados expostos na Tabela 10, percebe-se que a escolaridade e a desigualdade de renda foram os termos que tiveram maior influência na determinação da taxa de crescimento de longo prazo. Dessa forma, as discussões subsequentes irão tratar exclusivamente da relação entre estas variáveis, se distanciando da proposição teórica sugerida por Halter *et al.* (2014).

Pretende-se com esta análise examinar se há uma relação de longo prazo entre estes termos e, caso haja, verificar o impacto da desigualdade de renda sobre o processo de crescimento econômico de longo prazo. A Tabela 11 mostra os resultados de todos os testes de cointegração para dados de painel, sendo a variável dependente a taxa de crescimento econômico. Há duas partes na Tabela 11, as quatro primeiras estatísticas de teste são calculadas pela dimensão *within* e as três últimas são calculadas pela dimensão *between*.

**Tabela 11 -Teste de Cointegração em Painel de Pedroni (2004)**

| <b>Teste <i>within</i></b>  | <b>Estatística de teste</b> | <b>Valor crítico</b> |
|-----------------------------|-----------------------------|----------------------|
| Estatística – $\nu$         | 0.96                        | 2.19                 |
| Estatística – $\rho$        | -8.89                       | 2.19                 |
| Estatística – $PP$          | -15.80                      | 2.19                 |
| Estatística – $ADF$         | -13.51                      | 2.19                 |
| <b>Teste <i>between</i></b> |                             |                      |
| Estatística – $\rho$        | -7.53                       | 2.19                 |
| Estatística – $PP$          | -16.75                      | 2.19                 |
| Estatística – $ADF$         | -13.69                      | 2.19                 |

**Fonte:** Elaboração própria.

Conforme se pode observar, há suporte empírico para uma relação de cointegração entre crescimento econômico, desigualdade de renda e escolaridade, visto que a hipótese nula de não cointegração não foi aceita para todos os testes. Dessa forma, os testes de cointegração dão indícios de que há um equilíbrio de longo prazo entre esses termos. A etapa subsequente é a de verificar a influência de longo prazo da desigualdade e da escolaridade no crescimento econômico.

Essa é uma discussão recente e há poucos estudos na literatura direcionados a análise do equilíbrio de longo prazo entre crescimento econômico e desigualdade de renda, sendo apresentada uma discussão mais aprofundada sobre essa temática no estudo proposto por Frank (2005) e Herzer e Vollmer (2012). Esses autores sumarizaram uma série de discussões que investigaram o efeito de longo prazo da desigualdade no crescimento econômico.

Na Tabela 12 serão apresentadas as três estimativas que procuram mensurar os efeitos de longo prazo da escolaridade e da desigualdade de renda no crescimento econômico, sendo elas: a) estimativas *median group* (MG) que não impõe restrições; b) *pooled median group* (PMG) que impõe efeitos comuns de longo prazo; c) efeito fixo

dinâmico (DFE) que exige que todos os coeficientes de inclinação e as variâncias do erro sejam as mesmas<sup>44</sup>.

**Tabela 12- Estimativas *Pooled* Alternativas**

| ARDL (1,1,1)                              | MG                    | PMG                   | DFE                   |
|-------------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Efeito Escolaridade<br>( $e_{it}$ )       | 0,02052<br>(0,01970)  | 0,00911<br>(0,00712)  | 0,03188<br>(0,01353)  |
| Efeito Desigualdade<br>( $d_{it}$ )       | -0,00153<br>(0,00009) | -0,00180<br>(0,00040) | -0,19031<br>(0,09445) |
| Velocidade de<br>ajustamento ( $\phi_i$ ) | -0,62394<br>(0,07557) | -0,53966<br>(0,06482) | -1,68874<br>(0,12355) |
| Log verossimilhança                       | -133,9155             | -160,4845             | -69,29243             |
| N. de parâmetros<br>estimados             | 77                    | 57                    | 17                    |

**Fonte:** Elaboração própria.

(\*) Nota: Os erros-padrão assintóticos estão em parênteses. No caso das estimativas de efeitos fixos dinâmicos, os erros-padrão são corrigidos para a heterocedasticidade possível na variância de erro *cross-seccional*. A variável dependente em cada estimação é o logaritmo da renda real *per capita*.

Como pode ser observado na Tabela 12, os resultados obtidos para a relação de longo prazo entre a desigualdade de renda e o crescimento reforçam as análises anteriores, onde foi observado que a desigualdade de renda afeta negativamente a taxa de crescimento econômico nas economias da América Latina. Esse resultado mostrou-se robusto, tendo em vista que todos os coeficientes cointegrantes ligados aos efeitos de longo prazo da desigualdade ( $d_{it}$ ) foram negativos e estatisticamente significativos ao nível de 5%.

44 Baltagi (1995) destaca que os erros-padrão DFE são corrigidos para a heteroscedasticidade das variâncias de erros entre os países; os não corrigidos são substancialmente menores. A heteroscedasticidade robusta dos erros-padrão são calculados através de uma matriz de covariância geral dos distúrbios  $\varepsilon_{it}$  entre os indivíduos  $i$ .

Em outras palavras, desigualdade renda e crescimento econômico estão ligadas, conforme mostram os estimadores de ajuste dos desequilíbrios de longo prazo. Dessa forma, choques de longo prazo no componente de desigualdade de renda são inseridas na trajetória de crescimento de forma duradoura. Analisando, por exemplo, o estimador PMG, percebe-se que um aumento de 1% na desigualdade reduz a taxa de crescimento econômico em aproximadamente 0,0018%, *ceteris paribus*. Em comparação com a análise da seção anterior, onde admitiu-se que a desigualdade defasada captava os efeitos de longo prazo sobre o crescimento econômico, é possível perceber que o aumento unitário percentual na desigualdade era responsável por uma redução de 0,30% na taxa de crescimento econômico (ver tabela 10).

Esse resultado merece uma atenção especial, tendo em vista que, na primeira análise o efeito da desigualdade no crescimento foi superior às estimativas geradas na análise de cointegração. O argumento é simples, Halter *et al.* (2014) tratou os efeitos de longo prazo a partir do índice de Gini defasado para um período, porém a influência da desigualdade no crescimento não se altera em um curto espaço de tempo, tal como proposto pelo autor.

O Brasil é um bom exemplo de redução gradual e lenta da desigualdade de renda. No período que antecedeu a implantação do plano real, dentro do período de análise tratado, o Gini médio da economia brasileira foi de 0,590 e para o período que sucedeu a implantação desse plano, contemplando o período de 1994 a 2010, o Gini médio foi 0,566, representando uma redução de aproximadamente 4% em de 16 anos.

Pretende-se mostrar com essa análise que os efeitos recentes da desigualdade no crescimento, provavelmente, são persistentes e não se alteraram de forma expressiva, sendo esperado que a influência desse termo seja maior em um curto espaço de tempo. Essa magnitude no efeito leva em consideração o nível inicial de desigualdade presente na América Latina. Diferentemente da análise proposta a partir do fator cointegrante, onde se espera que as variáveis estejam convergindo para o estado estacionário, ou seja, convergindo para um cenário no qual as variáveis passam a crescer à mesma taxa e que a influência de uma variável nas demais seja cada vez menor.

Essa é uma discussão que abre espaço para outros debates, tal como documentado em Herzer e Vollmer (2012), e que não faz parte do escopo deste estudo, mas é igualmente interessante. Dentre elas, destaca-se que a influência da desigualdade no crescimento de

longo prazo depende de fatores como: estágio inicial da desigualdade, presença de democracia, dentre outros.

Comparando o sinal do efeito de longo prazo da desigualdade no crescimento econômico, percebe-se que há uma série de autores, dentre eles, Frank (2005), Herzer e Vollmer (2012), Abida e Sghaier (2012) e Malinen (2012) que também encontraram uma relação negativa entre esses termos.

Na realidade, Frank (2005) encontrou efeitos ambíguos para essa relação, mas esse fato foi resultante de especificações alternativas adotadas pelo autor. Esse tratou essa relação por meio de dois tipos de equações de longo prazo, sendo que o primeiro incluía o termo de interação ( $gini_{it} \times y_{it}$ ) e o segundo não incorporava esse termo. Os resultados obtidos mostraram que o coeficiente de Gini de longo prazo é negativo nas estimações MG e DFE, mas positivo na estimação PMG. Sendo importante ressaltar que apenas o estimador MG do Gini foi estatisticamente significativo.

Já Herzer e Vollmer (2012) com o uso de estimativas *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS) para os coeficientes que representam a taxa de investimento e a desigualdade, encontraram resultados altamente significativos e negativos, para o coeficiente estimado da variável de desigualdade. O coeficiente de desigualdade é igual a -0,013, implicando que, no longo prazo, um aumento de 1% no índice *estimated household income inequality* (EHII) em formato de Gini, leva à uma queda na renda *per capita* de 0,013%.

Abida e Sghaier (2012) aplicaram a metodologia *Fully-Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) para examinar a relação desigualdade-renda para quatro países africanos e encontraram o coeficiente da desigualdade negativo e estatisticamente significativo ao nível de 5%. Nesta mesma perspectiva, Malinen (2012) usou um painel desbalanceado de 53 países e concluiu que existe uma relação de equilíbrio no longo prazo entre o crescimento econômico e a desigualdade de renda, e que essa relação é negativa em economias desenvolvidas.

Observa-se que as estimativas da tabela 12 não diferem muito, mas o desvio-padrão do estimador PMG é menor em todos os casos devido à imposição dos efeitos comuns de longo prazo (homogeneidade de longo prazo). As estimativas do efeito escolaridade ( $e_{it}$ ) diferem em pouca magnitude, e todas são significativamente menores que 1. Cabe destacar o menor efeito para o estimador PMG igual a 0,00911. Os coeficientes do efeito desigualdade

são todos significativamente negativos e o erro-padrão do estimador DFE configura-se em maior grau devido a correção de heteroscedasticidade da variância do erro. Segundo Pesaran, Shin e Smith (1999), a teoria econométrica sugere que, a imposição de homogeneidade causa um viés para baixo no coeficiente da variável dependente defasada.

O parâmetro ( $\phi_i$ ) mede a velocidade de ajustamento do sistema após um choque. Por construção, se a relação de cointegração existir, a velocidade de ajustamento deve ser tal que ( $\phi_i$ ) < 0. A explicação para a negatividade é que como o termo de correção de erros mede os desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, se o termo ( $1 - \lambda_i$ ) for positivo, deverá haver uma correção negativa no período seguinte, num mecanismo tal que o sistema retorne ao equilíbrio. Assim, quanto maior for a magnitude de ( $\phi_i$ ), maior é a velocidade de ajustamento após o choque. Por conseguinte, se ( $\phi_i$ ) = 0 ou ( $\phi_i$ ) > 0, não há relação de cointegração. Os termos  $y_{i,t-1}$ ,  $e_{i,t-1}$  e  $d_{i,t-1}$  captam as mudanças de curto prazo decorrentes dos determinantes da variável dependente (SOAVE e SAKURAI, 2012).

As estimativas da velocidade de ajustamento de cada modelo implicam dinâmicas de curto prazo diferentes e significativas (compare  $\phi_i = -0,53966$  do PMG e  $\phi_i = -0,62394$  do MG). Os *poolings* (agrupamentos) também levam à uma velocidade de ajustamento estimada muito menor; as estimativas MG sugerem uma velocidade de convergência ao equilíbrio de cerca de 62% ao ano, o PMG de aproximadamente 54% a.a. e o DFE, cerca de 169% a.a. Logo, o estimador DFE apresenta maior velocidade de ajustamento do modelo em relação ao longo prazo, pois  $\phi_i = -1,68874$ .

O estimador PMG restringe as elasticidades de longo prazo para serem iguais em todos os painéis<sup>45</sup>. Este *pooling* entre os países produz estimativas eficientes e consistentes quando as restrições são verdadeiras. Muitas vezes, no entanto, a hipótese de homogeneidade de inclinação é rejeitada empiricamente. Se o modelo verdadeiro é heterogêneo, as estimativas PMG são inconsistentes e as MG são consistentes em ambos os casos. (BLACKBURNE e FRANK, 2007).

Esta seção buscou inferir a relação linear entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico através da realização de dois tipos de abordagem entre os onze

---

45 O estimador PMG permite que as dinâmicas de ajustamento individuais sejam diferenciadas (tal como as estruturas de variâncias e covariâncias), mantendo uma coesão no sistema para o longo prazo, ainda que nem sempre as estimativas de curto prazo sejam plausíveis (MARQUES, 2000).

países selecionados em uma amostra da América Latina. A primeira abordagem configurou o comportamento da medida de desigualdade de duas formas:  $Gini_t$  e  $Gini_{t-1}$ . O uso do estimador de efeitos aleatórios encontrou, apenas para o longo prazo, o coeficiente de Gini negativo e estatisticamente significativo.

A segunda abordagem foi estruturada sobre um painel dinâmico heterogêneo não-estacionário e o modelo de correção de erro (MCE). Após a constatação de cointegração entre as séries da desigualdade de renda, escolaridade e crescimento econômico, estimadores *pooled*s alternativos foram utilizados para captar as relações de longo prazo entre as variáveis. As estimações de longo prazo dos estimadores MG, PMG e DFE apresentaram magnitude menor que as estimações de efeitos aleatórios, onde foi considerado o Gini defasado.

Uma prévia análise dos resultados sugere as seguintes conclusões:

- 1) em todas as situações analisadas, a desigualdade de renda afeta negativamente o crescimento econômico dos onze países que pertencem a América Latina.
- 2) supondo uma estrutura linear, variações na desigualdade de renda apresentam menor magnitude no longo prazo, porém, há um alto grau de persistência da desigualdade, o que contribui com o aumento da pobreza estrutural.

Gründler e Scheuermeyer (2014) mostram que há uma correlação negativa robusta para a desigualdade de renda e o crescimento entre a América Latina e os países pobres da OCDE. Os países que compõem a América Latina tendem a ter uma população com menor nível de escolaridade e taxas de fertilidade mais elevadas e, conforme foi apresentado na seção 2, ambas mitigam o crescimento e são reforçadas também pelas imperfeições do mercado de capitais. Logo, o uso de políticas redistributivas podem diferir dependendo do grau de desenvolvimento das economias.

É possível justificar esse efeito negativo da desigualdade sobre a renda com o uso do modelo de Galor e Zeira (1993). Esse modelo estabelece que imperfeições no mercado de crédito prejudicam especialmente aquelas pessoas com menores níveis de renda. É difícil para pessoas de baixa renda obterem empréstimos para desenvolver suas atividades produtivas. Isso ocorre porque o mercado de crédito é bastante limitado e também porque a

presença de colaterais<sup>46</sup> eleva a presença de seleção adversa, o que acaba inibindo o acesso ao crédito dos empreendedores em geral (CASTRO, 2006).

---

46 Um ativo que foi dado como garantia de pagamento para uma obrigação de dívida.

## 8 Conclusão

Esse trabalho apresentou uma análise dos efeitos da desigualdade de renda e outros fatores que serviram para captar os mecanismos de transmissão da desigualdade de renda (*proxy* para ativos) sobre o crescimento econômico dos onze países da América Latina que compõem a amostra entre 1970 e 2010.

A relação negativa encontrada entre o binômio desigualdade-crescimento no longo prazo apresenta um panorama que implica em perda de bem-estar para a população. Uma maior desigualdade na distribuição de renda aumenta a instabilidade política, cria um ambiente hostil ao investimento, maiores taxas de juros, aumento da especulação financeira e a diminuição na demanda por mão-de-obra. A soma desses fatores resulta em aumento do desemprego e subemprego, queda no nível salarial e na produtividade média da região.

Apesar de haver um aumento no nível médio de escolaridade, na taxa de investimento e nas taxas de crescimento econômico dos onze países da amostra durante o período de análise, muitos desafios precisam ser superados para a América Latina atingir percentuais próximos aos países da OCDE. Os resultados demonstraram uma associação positiva entre o crescimento econômico e a escolaridade que contribuíram de maneira significativa na diminuição entre o diferencial salarial entre mão-de-obra qualificada e não-qualificada, somado com políticas de valorização do salário mínimo durante os anos de prosperidade econômica.

Embora não tenha apresentado o sinal esperado, a Formação Bruta de Capital Fixo, diante de um quadro formado por países que investiram pouco em relação ao PIB ao longo dos anos, sinaliza a necessidade de implementação de políticas direcionadas para o fortalecimento dos setores da indústria, comércio e serviços. A ideia é que ocorra uma maior contribuição da Indústria, Manufatura e Agricultura e assim, possibilitar a retomada do crescimento entre os onze países estudados.

No quesito desigualdade de renda, um resultado exibiu um efeito contrário do sugerido pelo modelo teórico. O coeficiente do Gini atual não apresentou-se estatisticamente significativo e também, não exibiu o sinal esperado. Portanto, para este estimador, não houve a captação do efeito positivo de curto prazo da desigualdade sobre o crescimento econômico

que manifesta-se por três canais de transmissão: efeito poupança, escala mínima de eficiência e o *trade-off* entre eficiência e equidade.

Porém, como mencionado anteriormente, a América Latina tem um alto nível de desigualdade global e em comparação com o resto do mundo, apresentou poucas mudanças nesse fator ao longo do período de análise. É necessário que ocorra o diagnóstico do coeficiente do Gini passado, sem haver a negligência temporal. O efeito negativo defasado da desigualdade é mais importante para os formuladores de política e as estimativas inferiram uma redução de 0,30% a.a. na taxa de crescimento do PIB per capita.

Outro resultado interessante foi o apresentado diante do teste de hipótese da Convergência Condicional. Tanto no modelo teórico, como a regularidade empírica afirma, países pobres e com baixo nível de produto per capita no passado, tais como os países da América Latina, tendem a crescer mais rapidamente que os países desenvolvidos. Logo, há uma sugestão de que, no período analisado e para essa amostra de países, ter-se-á uma relação inversa entre o nível de renda e as taxas de crescimento do Produto Interno Bruto *per capita*.

Da mesma maneira, no teste da existência dos efeitos negativos da instabilidade política identificou-se um pequeno efeito de 0,0002% na taxa de crescimento dos onze países selecionados. Fatores históricos justificam também a razão de existir um ambiente pouco propício aos investimentos. Regimes populistas proliferaram-se entre os países da região minando a democracia e prejudicando os direitos de propriedade. Isso tudo cooperou com menores taxas de poupança e menor percentual de investimentos em infraestrutura e tecnologia.

Também pode-se inferir que a desigualdade de renda e o crescimento econômico compartilham de uma mesma tendência no longo prazo. Esse resultado serve para diagnosticar o impacto da desigualdade sobre o crescimento e as possíveis soluções que possam ser adotadas para o estímulo ao crescimento econômico da região. Os desafios são grandes e os onze países desse estudo, como também toda a região, devem combater as fragilidades estruturais presentes ao longo do tempo. Essas fragilidades configuram-se em menores níveis de poupança e de investimento e baixa produtividade.

A utilização de um painel cointegrado dinâmico não-estacionário possibilitou o estudo dos efeitos citados anteriormente no longo prazo (nesta situação considera-se que, os países detêm restrições orçamentárias ou de solvência semelhantes, e tecnologias comuns que influenciam o grupo de países da mesma forma).

Primeiro, constatou-se que a escolaridade e a desigualdade de renda foram as variáveis que tiveram maior influência na determinação da taxa de crescimento no longo prazo, portanto, houve um suporte empírico para uma relação de cointegração entre o crescimento econômico, a desigualdade de renda e a escolaridade. Essa relação reforçou a análise anterior do Gini defasado e também, verificou-se que a desigualdade de renda afeta negativamente a taxa de crescimento das economias dos países selecionados.

Os estimadores de ajuste dos desequilíbrios de longo prazo ( $\theta_{1i}$  e  $\theta_{2i}$ ) inferiram a ligação da desigualdade e o crescimento. Isso traz como consequência a existência de choques de longo prazo no componente da desigualdade de renda ( $\theta_{1i}$ ) e que contribuem na trajetória e crescimento de forma duradoura. É possível prever que a desigualdade permanece sendo uma categoria robusta e poderosa na determinação do ritmo e da duração dos períodos de crescimento para os países em desenvolvimento. Da mesma forma, a desigualdade afetou negativamente o desempenho econômico através da diminuição do investimento em oportunidades dos que formam a base da pirâmide social.

Para o painel desbalanceado dos onze países da América Latina, identificou-se uma relação negativa de equilíbrio entre o crescimento econômico e a desigualdade de renda. Foi provado que os efeitos recentes da desigualdade no crescimento são persistentes e não se alteraram de forma expressiva. Mas, a análise do fator cointegrante captou um cenário em que as variáveis estão convergindo para uma situação na qual elas passam a crescer à mesma taxa e com uma diminuição da influência de uma variável sobre a outra. Portanto, um alto nível de desigualdade inicial presente na América Latina contribui com menores taxas de crescimento dos países pesquisados.

O comportamento das taxas de crescimento do Produto Interno Bruto *per capita* da região demonstrou grandes oscilações ao longo tempo, sinalizando a vulnerabilidade da América Latina aos mercados externos. A partir de 1980, o aumento no endividamento interno e externo e a queda na produtividade da região fez com que a América Latina ganhasse *status* de menores taxas de crescimento econômico e região mais pobre do mundo. A

chamada década perdida assistiu a renda per capita cair de \$3.620 dólares em 1980 para \$3.321 em 1990, a população abaixo da linha pobreza subiu de 40,5% para 48,3% no mesmo período. O coeficiente de Gini aumentou entre 1990 e 1999 no Brasil (de 0,627 para 0,640), na Argentina de 0,501 para 0,542, enquanto que no México ficou em torno de 0,540.

A economia latino-americana apresentou três ciclos. O primeiro ocorreu em meados de 1990. Houve uma recuperação com o retorno aos mercados internacionais de capitais e foi retomado o financiamento externo. Porém, a crise do Leste Asiático em 1997 e a da Rússia em 1998 provocou uma nova interrupção desse tipo de financiamento, apenas com incentivos do investimento estrangeiro direto. Essas crises causaram uma grande desaceleração em várias economias da região e novamente, há uma queda nos indicadores de desenvolvimento humano.

Entre 2004 e 2007 ocorre uma nova expansão das economias latinas, caracterizando o início de um novo ciclo. Um fato importante é que durante esse período, os países da América Latina cresceram diante do fortalecimento do mercado interno e menor dependência do desempenho do Brasil, México e Argentina. O novo ciclo foi possível graças a soma do financiamento externo com o aumento no preço das *commodities* e das remessas de trabalhadores migrantes.

A partir de 2007, há uma diminuição na contribuição desses fatores ao crescimento das economias regionais e conseqüentemente, um choque externo negativo. Esse choque foi responsável pela desaceleração e contração da economia latino-americana de 2,1% em 2009. No fim de 2009, houve uma forte retomada do ciclo de crescimento e a partir de 2010, a economia da América Latina cresce em torno de 6%. O início do último ciclo coloca os países em uma nova fase, mas em 2011, as taxas de crescimento do PIB *per capita* caíram novamente devido a nova crise mundial.

Essas oscilações no crescimento econômico levaram ao aumento na concentração de renda. Ao longo dos anos, a desigualdade mostrou-se persistente, mas a partir dos anos 2000, houve uma inversão nesse quadro, com o fortalecimento do mercado interno, efetivação de políticas redistributivas, controle da inflação, aumentos reais do salário mínimo acima da inflação, como também, implementação de políticas educacionais que possibilitaram maior treinamento e capacitação da mão-de-obra em maior parte da região.

Mesmo após todas essas reformas, a América Latina ainda é a região mais desigual do mundo. Entre 1980 e 1990 durante a década perdida houve um aumento na desigualdade de renda, mas, na metade de 2000 apresentou uma queda nesse nível. A partir dos resultados apresentados, fica evidente a necessidade de estímulos ao crescimento dos países estudados nessa pesquisa para permitir a diminuição nos níveis de desigualdade de renda. Um exemplo importante, é considerar o caso do Brasil. Durante os anos 2000, foi adotada uma política de redistribuição de renda e o fortalecimento do consumo interno. Logo, ocorreu uma redução significativa da desigualdade de renda nesse período.

Estes resultados têm implicações relevantes para os formuladores de políticas preocupados com o crescimento lento e o aumento da desigualdade. A adoção de uma estratégia política para combater o aumento da desigualdade e a promoção da igualdade de oportunidades é necessária. Por isso, é importante concentrar-se sobre a desigualdade na parte inferior da distribuição de renda. As camadas mais vulneráveis da população apresentam maior dificuldade no acesso ao capital humano (educação e saúde) e maior dificuldade de mobilidade social.

O aumento das taxas de crescimento econômico da América Latina conjugado com políticas redistributivas podem contribuir consideravelmente com a melhora na qualidade de vida da população. A persistência da desigualdade de renda e da pobreza configuram-se como um grave problema para a América Latina. Portanto, estudar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico das maiores economias da região e a descrição do comportamento do binômio desigualdade-crescimento, permite aos formuladores de política econômica, a implantação de reformas tributárias e políticas que possibilitem o aumento no nível de bem-estar da população e um ambiente que admita altas taxas de investimento e menor volatilidade no nível de produção econômica.

Assim, formuladores de política econômica devem aplicar estratégias que permitam a obtenção de um crescimento pró-pobre. Algumas estratégias possíveis são: a) criação de uma legislação referente ao salário mínimo e que colabore com a elevação da renda da mão-de-obra com baixo nível de qualificação; b) maior investimento em infraestrutura; c) políticas educacionais de base e no ensino superior que permitam melhor qualificação dos trabalhadores; d) estímulo à poupança e desenvolvimento do mercado financeiro; e) existência de um ambiente democrático em que o direito de propriedade não é afetado; f)

implementação de políticas que fomentem a produtividade; g) melhoria da competitividade dos países da amostra no setor externo; h) implantação de sistemas tributários progressivos; i) diminuição da burocracia e aplicação eficiente por parte dos recursos públicos. Um exemplo seria considerar uma política redistributiva com maior percentual de investimento na saúde e educação para os menos favorecidos.

Apesar de ter atingido os resultados esperados, este estudo apresentou certa quantidade de limitações como por exemplo, a coleta de dados sobre a desigualdade de renda para os países selecionados e a ausência da captação dos efeitos positivos da desigualdade de renda, como presente nas discussões teóricas. Para esse tipo de análise há um viés de erro de medida para a medida de desigualdade. Um exemplo seria considerar, diante da heterogeneidade da amostra de países, uma coleta de dados apenas para a zona urbana e outro com coleta na zona rural e a presença de características intrínsecas à cada país, desde a presença de democracia, maior grau de desenvolvimento dos mercados financeiros e mudanças tecnológicas que estimulam o aumento nas taxas de crescimento dos países (viés de variável omitida).

Outras pesquisas podem ser realizadas com enfoque na relação entre o binômio desigualdade-crescimento. É possível estimar uma relação não-linear entre essas duas variáveis para um painel de países através do teste da Hipótese de Kuznets (1955), da inserção do termo de interação ( $gini_{it} \times y_{it}$ ) sugerido por Barro (2000) e o uso do modelo de Banerjee e Duflo (2003) onde expõe que, mudanças na desigualdade em qualquer direção estão associadas com uma queda do crescimento no período seguinte. Essa falta de unanimidade nos resultados encontrados pelos estudos seria, de acordo com Banerjee e Duflo (2003), devido à não utilização da abordagem não-linear.

A América Latina necessita de mais estudos focados no binômio desigualdade-crescimento, para que propostas mais eficazes possam ser postas em prática. Assim, a população pobre pode ter chance de mobilidade social e melhor qualidade de vida.

## REFERÊNCIAS

- ABIDA, Z.; SGHAIER, I. Economic growth and income inequality: Empirical evidence from North African countries. **Zagreb International Review of Economics and Business**, v. 15, n. 2, p. 29-44, 2012.
- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A. Why did the west extend the franchise? Democracy, inequality, and growth in historical perspective. **MIT Working Papers**, p. 96-32, 1996.
- AGHION, P.; BOLTON, P. Distribution and Growth in Models of Imperfect Capital Markets. **European Economic Review**, v. 36, n. 2-3, p. 603-611, 1992.
- AGHION, P.; BOLTON, P. A Theory of Trickle-Down Growth and Development. **Review of Economic Studies**, v. 64, n. 2, p. 151-172, 1997.
- AGHION, P.; CAROLI, E.; GARCÍA-PEÑALOSA, C. Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1615-1660, 1999.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability, and investment. **European Economic Review**, v. 40, n. 6, p. 1203-1228, 1996.
- ALESINA, A.; RODRIK, D. **Distributive** Politics and Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, n. 108, 1994.
- ALVES, J. E. D. Crescimento econômico e reduções de pobreza na América Latina. **Ecodebate e Meio Ambiente**. Mar. 2010. Disponível em: <[www.ecodebate.com.br/2010/03/01/crescimento-economico-e-reducao-da-pobreza-na-america-latina](http://www.ecodebate.com.br/2010/03/01/crescimento-economico-e-reducao-da-pobreza-na-america-latina)>. Acesso em: 04 jan, 2015.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error- Components Models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- ARJONA, R.; LADAIQUE, M.; PEARSON, M. Growth, Inequality and Social Protection. **OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers**, n. 51, 2001.
- ATKINSON, A. B. The Economics of Inequality. Oxford: Clarendon Press, 1974.
- ATTANASIO, O.; BENELLI, C. **Inequality, Growth and Redistributive Policies**. In: Conference on Poverty, Inequalities and Growth: What's at Stake for Development Aid? Afd/EUDN, Paris, 2003.
- AZARIADIS, C.; DRAZEN, A. Threshold Externalities in Economic Development. **Quarterly Journal of Economics**, v. 105, p. 501-526, 1990.

BALANCO, P.; PINTO, E. C.; MILANI, A. M. A crise econômica e a desarticulação social na América Latina: o endireitamento estrutural. **Bahia Análise e Dados**. Salvador, v. 13, n. 3, p. 677-691, dez. 2013.

BALTAGI, B. **Econometric Analysis of Panel Data**. Second. England: Wiley, 2001.

BANERJEE, A.; NEWMAN, A. F. Risk Bearing and the Theory of Income Distribution. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 211-235, 1991.

BANERJEE, A.; NEWMAN, A. F. Occupational Choice and the Process of Development. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 2, p. 274-298, 1993.

BANERJEE, A.; DUFLO, E. Inequality and Growth: What Can the Data Say? **Journal of Economic Growth**, v. 8, n. 3, p. 267-299, 2003.

BANNO, R. J.; BECKER, G. S. A reformulation of the economic theory of fertility. **NBER WORKING paper series**, jan. 1988.

BARRETO, F. A. F. D.; NETO, P. M. J.; TEBALDI, E. Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Nordeste Brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.32, n. Especial p. 842-859, nov. 2001.

BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal, of Economics**, v. 106, n.2, p. 407-443, may. 1991.

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

BARRO, R. J. Determinants of economic growth in a panel of countries. **Annals of economics and finance**, n. 4, p. 231-274, 2003.

BARRO, R.; LEE, J. W. A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. **NBER Working Paper Series**, n. 15902, april 2010.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: McGraw-Hill, 1995.

BECKER, G. S. **Human Capital**. New York: NBER and Columbia University Press, 1975.

BÉNABOU, R. Unequal Societies. **NBER Working Papers**, 5583, 1996a.

BÉNABOU, R. Inequality and Growth. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 11, p. 11–74, may 1996b.

BÉNABOU, R. Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract. **American Economic Review**, v. 90, n. 1, p. 96-129, 2000.

BERTOLA, G. Factor shares and savings in endogenous growth. **American Economic Review**, n. 83, p. 1184-1198, 1993.

BERTOLA, L.; OCAMPO, J. A. **O desenvolvimento econômico da América Latina desde a independência**. Rio de Janeiro: Ed. Campus, 2015.

BESARRIA, C. N.; SOBRAL, E. F. M. Testando a paridade do poder de compra: uma análise do modelo painel-cointegrado para os países da América Latina. **IV ENPECON**, out. 2015.

BEM, J. S. **Estado e Economia na América Latina: a construção do pensamento neo-estruturalista cepalino**. PPGE UFRGS, 2005.

BIRDSALL, N.; ROSS, D.; SABOT, R. Inequality and Growth Reconsidered: Lessons from East Asia. **World Bank Economic Review**, v. 9, n. 3, p. 477-508, 1995.

BLACKBURNE, E. F.; FRANK, M. W. Estimation of nonstationary heterogeneous panels. **Stata Journal**, v. 7, n. 2, p. 197-208, 2007.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social. **Relatório dos Indicadores de Desenvolvimento Brasileiro 2001-2012**. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br>> Acesso em: 22 maio 2015.

BRASIL. **Relatório do Desenvolvimento Humano: Crescimento econômico para propiciar el desarrollo humano?** PNUD/ONU. 1996. Disponível em: <<http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr1996>> Acesso em: 15/12/2015.

BRASIL. Programa das Nações Unidas para Desenvolvimento (PNUD). **Relatório de Desenvolvimento Humano 2012**. BRASÍLIA, 2012. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br>> Acesso em: 10 jun. 2015.

BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. **Technical report, Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes**. 1999.

BOURGUIGNON, F. J. Pareto Superiority of Unequalitarian Equilibria in Stiglitz's Model of Wealth Distribution with Convex Saving Function. **Econometrica**, v. 49, n.6, p. 1469-75, 1981.

BOURGUIGNON, F. J.; VERDIER, T. **Oligarchy, Democracy, Inequality and Growth**, mimeo. Delta, Paris, 1996.

BOURGUIGNON, F. The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. In: **Inequality and Growth: Theory and Policy Implications**. Cambridge: The MIT Press, 2002.

BOURGUIGNON, F. J. The Poverty-Growth-Inequality Triangle. **Paper presented at the Indian Council for Research on International Economic Relations**, New Delhi, 2004.

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

CANO, W. América Latina: notas sobre a crise atual. **Economia e Sociedade**. Campinas, v. 18, n. 3, p. 603-621, dez. 2009.

CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. **The Economic Journal**, v. 112, n. 482, p. 705-734, 2002.

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

CASTELLÓ-CLIMENT, A. Inequality and Growth in Advanced Economies – An Empirical Investigation. **Journal of Economic Inequality**, v. 8, n. 3, p. 293-321, 2010.

CHEN, B. L. An inverted-U Relationship between Inequality and Long-Run Growth. **Economics Letters**, v. 78, n. 2, p. 205-212, 2003.

CLARKE, G. R. G. More Evidence on Income Distribution and Growth. **Journal of Development Economics**, v. 47, p. 403-27, 1995.

CASTRO, P. A. **Crescimento e desigualdade dos municípios brasileiros durante a década de 90**. Brasília, 2006. Dissertação (mestrado em economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade de Brasília.

CASTRO, R. S.; JÚNIOR, S. S. P. Efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico no Brasil: uma análise não linear. **Perspectiva Econômica**, v. 3, n. 1, jan-jun. 2007.

CINGANO, F. **Trends in Income Inequality and Its Impact on Economic Growth**. OECD SOCIAL, Employment and migration Working Papers, n. 163, 2014.

CUNHA, M. S. Raiz **unitária e Cointegração: Três Aplicações**. 2007.

CHEN, B. An Inverted-U relationship between inequality and long-run growth. **Economic Letters**, v. 78, n. 2, p. 205-212, feb. 2003.

CRUZ, P. B.; TEIXEIRA, A. **O efeito da desigualdade da distribuição de renda no crescimento econômico**. FUCAPE Business School, n. 37, nov. 2012.

DAHAN, M.; TSIDDON, D. Demographic transition, the distribution of income and economic growth. **Journal of Economic Growth**, v.3, p. 29-52, mar. 1998.

DEDECCA, C. S. **A Redução da desigualdade e seus desafios**. IPEA: texto para discussão n. 2031, Brasília, Jan. 2015.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality. **World Bank Economic Review**, v. 10, n.3, p. 565-591, 1996.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. A New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.

DELBIANCO, F.; DABÚS, C.; CARABALLO, M. A. Income inequality and economic growth: New evidence from Latin America. **Cuadernos de Economía**, v. 33, n. 63, p. 381-398, 2014.

DIVINO, J. A.; TELES, V. K.; ANDRADE, J. P. On the purchasing power parity for latin-american countries. **Journal of Applied Economics**, v. 12, p. 33-54, 2009.

DUPAS, G. **Renda, consumo e crescimento**. São Paulo: Publifolha, 2004.

DOMINICIS, L. de; FLORAX, R. J. G. M.; GROOT, H. L. F. de. A Meta-Analysis on the Relationship between Income Inequality and Economic Growth. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 55, n. 5, p. 654-682, 2008.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R.W. **Growth Econometrics, Handbook of Economic Growth**. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. N. Handbook of Economic Growth, v. 1, p. 555-677, 2005.

EHRHART, C. The Effects of Inequality on Growth: A Survey of the Theoretical and Empirical Literature. **Working Papers 107, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality**, 2009.

ESTENSSORO, L. **Capitalismo, desigualdade e pobreza na América Latina**. Tese de Doutorado. USP: São Paulo, 2003.

ESTUDIO ECONÓMICO DE AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE. CEPAL 2002. Disponível em: <[repositorio.cepal.org/bitstream/handle/1136/1051/2001-2002](http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/1136/1051/2001-2002)>. Acesso em: 10 jan. 2016.

FORBES, K. J. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American Economic Review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.

GALLO, L. M.; SAGALÉS, O. R. **Economic Growth, Inequality and Fiscal Policies: A Survey of the Macroeconomics Literature**. Nova Science Publishers, Inc., 2011.

GALOR, O.; TSIDDON, D. Technological Progress, Mobility, and Economic Growth. **American Economic Review**, v. 87, n. 3, p. 363-382, 1997.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income Distribution and Macroeconomics. **Review of Economic Studies**, v. 60, n. 1, p. 35-52, 1993.

GALOR, O. The 2008 Lawrence R. Klein Lecture-Comparative Economic Development: Insights from Unified Growth Theory. **International Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-44, 2010.

GALVÃO, O. J. A. Globalização e as mudanças na configuração espacial: economia mundial uma visão panorâmica das últimas décadas. **Rev. Economia Contemporânea**. Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 61-97, jan./dez. 2007.

GASPARINI, L. **Different lives: inequality in Latin America and the Caribbean. En Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?** The World Bank, 2003.

GASPARINI, L.; CRUCES, G.; TORNAROLLI, L. Recent Trends in Economic Inequality in Latin America. **Society for Recent Trends in Economic Inequality** n. 132, 2009.

GREGORIO, J. de; LEE, J-W. Growth and Adjustment in East Asia and Latin America. **Economia**, v. 5, n. 1, p. 69–134, 2004.

GREENE, W. **Econometric Analysis**. 2. ed. New York: Macmillan, 1993.

GRIFFIN, K.; ICKOWITZ, A. The Distribution of Wealth and Peace of Development. **UNDP, Working Paper Series**, n. 3, 1997.

GUPTA, D. K. **The Economics of Political Violence: The Effect of Political Instability on Economic Growth**. New York: Praeger Publishers, 1990.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

GRÜNDLER, K.; SCHEUERMEYER, P. **Income Inequality, Economic Growth and the Effect of Redistribution**. University of Würzburg, out. 2014.

HALTER, D.; OECHSLIN, M.; ZWEIMÜLLER, J. Inequality and growth: the neglected time dimension. **Journal of Economic Growth**, v. 19, n. 1, p. 81-104, 2014.

HERZER, D.; VOLLMER, S. Inequality and growth: Evidence from panel cointegration. **Journal of Economic Inequality**, v. 10, n. 4, p. 489-503, 2012.

HERZER, D.; VOLLMER, S. Inequality and growth: evidence from panel cointegration. **The Journal of Economic Inequality**, v. 10, n. 4, p. 489-503, 2012.

HESTON, A.; SUMMERS, R.; ATEN, B. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania (electronic resource). Penn World Table Version 6.2, 2006.

HIBBS, H. **Mass political violence: Across-national causal analysis**. New York, 1973.

IPECE. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. **Entendendo o Índice de Gini**. Disponível em: <[www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/Entendendo\\_Indice\\_GINI.pdf](http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/Entendendo_Indice_GINI.pdf)>. Acesso em: 05/12/2015.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, n. 115, p. 53–74, 2003.

JONES, C. I. **Introduction to Economic Growth**, 2 ed. New York: Norton, 2002.

JODICE, D.; TAYLOR, D. L. World handbook of Social and Political Indicators. **Yale University Press**, New Haven, 1988.

KALDOR, N. Alternative Theories of Distribution. **Review of Economic Studies**, v. 23, n. 2, p. 83-100, 1955.

KEEFER, P.; KNACK, S. Polarization, Politics and Property Rights: Links between Inequality and Growth. **Public Choice**, v. 111, n. 1-2, p. 127-154, 2002.

KILZTAJAN, S. Produto, capital e taxa de lucro – países industrializados e América Latina. **Rev. de Economia Política**. v. 18, n. 3, jul-set. 1998.

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

KUZNETS, C. G. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v. 45, p.1-28, 1955.

KLIKSBERG, B. **El rol del capital social y de la cultura en el proceso de desarrollo**. Washington, D. C. BID, 1999.

KLIKSBERG, B. **América Latina: uma região de risco, pobreza, desigualdade e institucionalidade social**. UNESCO, 2002.

LAZEAR, E. P.; ROSEN, S. Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts. **Journal of Political Economy**, v. 89, n. 5, p. 841-64, 1981.

LI, H.; ZOU, H. F. Income Inequality Is Not Harmful for Growth: Theory and Evidence. **Review of Development Economics**, v. 2, n. 3, p. 318-334, 1998.

LOPREATO, F. L. C.; DEDECCA, C. S. **Os desafios de um padrão de investimento para o crescimento com redução da desigualdade no Brasil**. Instituto de Economia da UNICAMP, Texto para discussão n. 223, dez. 2013.

LEVIN, A.; LIN, C-F. CHU, C-S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of econometrics**, n. 108, p.1-24, 2003.

LUCAS, R. On The Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, n. 22, p. 3-42, 1988.

LUSTIG, N. LOPEZ-CALVA, L. F.; ORTIZ-JUAREZ, E. Declining inequality in Latin America in the 2000s: the cases of Argentina, Brazil, and Mexico. **Policy Research working paper**, Washington, DC: World Bank. n. 6248, 2012.

MACHADO, T. **América Latina mantém uma das maiores desigualdades de renda do mundo**. 2013. Disponível em: <[www.valor.com.br/brasil/2967140/america-latina-mantem-uma-das-maiores-desigualdades-de-renda-do-mundo](http://www.valor.com.br/brasil/2967140/america-latina-mantem-uma-das-maiores-desigualdades-de-renda-do-mundo)>. Acesso em: 19/01/ 2016.

MALINEN, T. Estimating the long-run relationship between income inequality and economic development. **Empirical Economics**, n. 42, p.209- 233, 2012.

MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D.; A Contribution to the Empirics of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, p. 407-437, may 1992.

MANKIW, N. **Macroeconomia**. 6. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2008.

MARANGONI, G. **Anos 1980, década perdida ou ganha?** v. 9, n. 72, 2012.

MARINHO, E.; ARAÚJO, J. **Crescimento econômico e concentração de renda: seus efeitos na pobreza no Brasil**. Série Working paper BNDES/ANPEC, n. 24, mar. 2012.

MARINHO, B.; BITTENCOURT, A. Produtividade e Crescimento Econômico na América Latina: A abordagem de Fronteira de Produção Estocástica. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 1, p. 5-33, jan.- mar. 2007.

MARGARIDO, M. A.; JUNIOR, H. M. Teste para mais de uma raiz unitária: Uso do software SAS na elaboração de uma rotina para o teste Dickey-Pantula. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 17, n. 1, p. 149-170, 2006.

MARQUES, L. D. Modelos **Dinâmicos com dados em painel: revisão da literatura**. Série Working: Papers do Centro de Estudos Macroeconômicos e Previsão (CEMPRE) da Faculdade de Economia do Porto, Portugal, n. 100, 2000.

Mattos, F. A. M. Aspectos históricos e metodológicos da evolução recente do perfil distributivo brasileiro. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 2, p. 135– 149, abr./jun, 2005.

MATSUYAMA, K. Endogenous inequality. **Review of Economic Studies**, v. 67, n. 4, p. 743–759, 2000.

MELO, S. R. da S. **Desigualdade, Pobreza e Políticas de Transferência de Renda no Brasil**. **Revista OIDLES**, v. 7, n. 15, dez. 2013.

MELTZER, A. H.; RICHARD, S. F. A rational theory of the size of government. **Journal of Political Economy**, v. 89, n. 5, p. 914-927, 1981.

MILANOVIC, B. The median-voter hypothesis, income inequality, and income redistribution: An empirical test with the required data. **European Journal of Political Economy**, v. 16, n. 3, p. 367–410, 2000.

MIRRLEES, J. A. An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation. **Review of Economic Studies**, v. 38, n. 114, p. 175-208, 1971.

MYRDAL, G. **Economic theory and under-developed regions**. London: Gerald Duckworth, 1958.

OREIRO, J. L. Uma revisão das contraversões sobre a equação de Cambridge. **Nova Economia**, Belo Horizonte, n.15, p. 119-149, maio-ago 2005.

OSTRY J. A.; BERG, C. T. **Redistribution, Inequality, and Growth**. IMF Staff discussion note, february, 2014.

PANIZZA, U. Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data. **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 1, p. 25-41, 2002.

PASINETTI, L. Rate of profit and income distribution in relation to the rate of economic growth. **Review of Economic Studies**, v. 29, 1962.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multipleregressors. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, p. 653–670, 1999.

PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis.” **Econometric theory**, v. 20, p. 597–625, 2004.

PEROTTI, R. Political Equilibrium, Income Distribution and Growth. **Review of Economic Studies**, v. 60, n. 4, p. 755-776, 1993.

PEROTTI, R. Income Distribution, Politics, and Growth. **American Economic Review**, v. 82, n. 2, p. 311-16, 1992.

PEROTTI, R. Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say. **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 2, p. 149-187, 1996.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. Is Inequality Harmful for Growth? **American Economic Review**, v. 84, n. 3, p. 600-621, 1994.

PESARAN, M.; SHIN, Y.; SMITH, R. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. **American Statistical Association**, v. 94, p. 621-34 1999.

PIKETTY, T. Imperfect Capital Markets and the Persistence of Initial Wealth Inequalities. **London School of Economics Suntory Toyota Centre for Economics and Related Disciplines Working Paper**, n. TE/92/255, 1992.

PIKETTY, T. The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing. **Review of Economic Studies**, v. 64, n. 2, p. 173-189, 1997.

RAMSEY, F. A mathematical theory of saving. **Economic Journal**, p. 543-559, dec. 1928.

RANGEL, L. A.; ANDRADE, J.; DIVINO, J. A. **Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil de 1991 a 2000 – Uma Análise das Áreas Mínimas Comparáveis**. Texto para discussão n. 1312. IPEA, Rio de Janeiro, nov. 2007.

RAVALLION, M. Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. **World Development**, v. 29, n. 11, p. 1803-1815, 2001.

RIBEIRO, C. A. C. Um panorama das desigualdades na América Latina. **Análise de Conjuntura OPSA**, n, 6, jun. 2006.

RODRIK, D. Where did All the Growth Go? External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses. **Journal of Economic Growth**, v. 4, n. 4, p. 385-412, 1999.

ROMER, P. Idea gaps and object gaps in economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 32, n. 3, p. 543-573, dec. 1993.

ROSS, S. **Probabilidade: Um Curso Moderno com Aplicações**. Porto Alegre-RS: Bookman Editora, 8. ed., 2010.

SANT'ANNA, A. A. Notas sobre a literatura recente em crescimento e desigualdade. **Rev. Economia Contemporânea**, v. 8, n. 1, jan./abr, p. 299-315, 2004.

SINGER, P. A América Latina na Crise Mundial. **OtreEconomía Volumen III**, n. 4, 2009.

SAINT-PAUL, G.; VERDIER, T. **Education**, Democracy and Growth. **Journal of Development Economics**, v. 42, n. 2, p. 399-407, 1993.

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

SOUZA, W. P. S. de; SILVA, A. C. A. da; FIGUEIREDO, E. A. de. **Elasticidade da Pobreza: Aplicação de uma nova abordagem Empírica para os Estados e Municípios Brasileiros**. Encontro Nacional da ANPEC, 2013.

STIGLITZ, J. E. Distribution of income and wealth among individuals. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 382-397, 1969.

TABOSA, F. J. S.; ARAÚJO, J. A.; KHAN, A. S. **Elasticidades renda e desigualdade da pobreza no Brasil**. Sobral: UFC Laboratório de Estudos Regionais, 2012.

TEMPLE, J. The New GrowthEvidence. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n.1, p. 112-156, 1999.

TSIDDON, D. A Moral Hazard Trap to Growth. **International Economic Review**, v. 33, p. 299-321, 1992.

UNU-WIDER. **World Income Inequality Database**. Version 2.0c (electronic resource), 2008.

VENIERIS, Y.; GUPTA, D. Socio-Political and Economic Dimensions of Development: A Cross-Sectional Model, Economic Development and Cultural Change, v. 31, p. 727-56, 1983.

VENIERIS, Y. GUPTA, D. Income Distribution and Socio-Political Instability as Determinants of Savings: A Cross-Sectional Model. **Journal of Political Economy**, v. 96, p.873-83, 1986.

VIANNA, P.J.R. **Inflação**. Barueri, São Paulo: Manole, 2003.

VOITCHOVSKY, S. Does the Profile of Income Inequality Matter For Economic Growth? Distinguishing Between the Effects of Inequality in Different Parts of the Income Distribution. **Journal of Economic Growth**, v. 10, n. 3, p. 273–96, 2005.

WOOLDRIGE, J. M. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

World Bank. **World Development Indicators Database (WDI)**. The World Bank, 2014.

## ANEXO A

### A.1 DEDUÇÃO DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO AGREGADA

Dada a função de produção (2) e a dotação do agente rico ter-se-á:

$$q(\omega, G_t) = \begin{cases} a^l \omega X(G_t) : \omega < \omega^c, & a^l < a^h \\ a^h \omega X(G_t) : \omega \geq \omega^c, & \end{cases} \text{ e } \omega^R(D_t) = \frac{(1 - \sigma \omega^p(D_t))}{(1 - \sigma)}$$

Agora, somando a quantidade produzida por cada agente nessa economia, encontraremos o produto agregado do setor privado.

$$a^l \omega^P(D_t)X(G_t) + a^h \omega^R(D_t)X(G_t)$$

$$a^l \omega^P(D_t)X(G_t) + a^h \left[ \frac{(1 - \sigma \omega^p(D_t))}{(1 - \sigma)} \right] X(G_t)$$

$$(1 - \sigma) a^l \omega^P(D_t)X(G_t) + a^h X(G_t) - a^h \sigma \omega^p(D_t)X(G_t)$$

$$[a^l \omega^P(D_t) - \sigma a^l \omega^p(D_t) + a^h - a^h \sigma \omega^p(D_t)]X(G_t)$$

Como  $a^l < a^h$  e  $\omega^P(D_t) < \omega^c$  implica que  $a^l \omega^P(D_t) = 0$

Então,

$$(a^h - a^h \sigma \omega^p(D_t) - \sigma a^l \omega^p(D_t))X(G_t)$$

$$(a^h - \sigma(a^h \omega^p(D_t) + a^l \omega^p(D_t)))X(G_t)$$

$$(a^h - \sigma(a^h - a^l) \omega^p(D_t))X(G_t)$$

$$\therefore Y(D_t, G_t) = (a^h - \sigma(a^h - a^l) \omega^p(D_t))X(G_t) \quad (i)$$

## A.2 DEMONSTRAÇÃO DA CONDIÇÃO 1 (C1)

É possível comparar  $\mathbb{Y}(L, 1)$  à  $\mathbb{Y}(H, 0)$  se tivermos o seguinte resultado:

$$\frac{X(1) - X(0)}{X(1)\omega^P(L) - X(0)\omega^P(H)} > \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h}.$$

Considere uma situação na qual o produto agregado é dado pela oferta do bem público e um baixo nível de desigualdade:

$$\mathbb{Y}(L, 1) = (a^h - \sigma(a^h - a^l)\omega^P(L))X(1)$$

Agora, no segundo caso, não haverá oferta de bem público e consequentemente um alto nível de desigualdade:

$$\mathbb{Y}(H, 0) = (a^h - \sigma(a^h - a^l)\omega^P(H))X(0)$$

Dividindo as duas funções por  $a^h$  implica que:

$$\mathbb{Y}(L, 1) = \left( \frac{a^h}{a^h} - \frac{\sigma(a^h - a^l)}{a^h} \omega^P(L) \right) X(1)$$

$$\mathbb{Y}(H, 0) = \left( \frac{a^h}{a^h} - \frac{\sigma(a^h - a^l)}{a^h} \omega^P(H) \right) X(0)$$

Logo, comparando a situação em que houve a oferta do bem público,  $X(1) - X(0) \equiv \Delta X > 0$  com a oferta do bem público em baixo nível de desigualdade, encontra-se:

$$\frac{X(1) - X(0)}{X(1)\omega^P(L) - X(0)\omega^P(H)}.$$

Por fim, aceitemos a hipótese que o efeito de longo prazo da desigualdade é negativo e, portanto, há um diferencial de produtividade ( $a^l < a^h$ ). A razão  $\sigma \frac{a^h - a^l}{a^h}$  deixa claro que, quanto maior  $a^h$ , menor a contribuição para o crescimento do produto agregado no longo prazo. Assim, para essa economia,

$$\frac{X(1) - X(0)}{X(1)\omega^P(L) - X(0)\omega^P(H)} > \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h}.$$

### A.3 PROVA DA PROPOSIÇÃO 1

**PROPOSIÇÃO 1.** O equilíbrio político-econômico mostra flutuações na provisão do bem público, com um nível positivo de investimento em períodos de baixa desigualdade (ou seja,  $G_{t+1} = G^P(L, G_t) = 1$ ) e sem investimento em períodos de alta desigualdade (ou seja,  $G_{t+1} = G^P(H, G_t) = 0$ ), se a condição seguinte é considerada:

$$\frac{\Delta X}{F} a^l (\pi \omega^P(L) + (1 - \pi) \omega^P(H)) \geq \frac{1}{\beta} > \frac{\Delta X}{F} a^l (\pi \omega^P(H) + (1 - \pi) \omega^P(L)) \quad (C2)$$

Provamos a Proposição 1, mostrando que a função política  $G_{t+1} = G^P(D_t, G_t)$  é uma solução para o problema recursivo dado na subseção acima.

Proposição 1:  $G_{t+1} = G^P(L, G_t) = 1$

$$G_{t+1} = G^P(H, G_t) = 0.$$

Função Política:  $G_{t+1} = G^P(D_t, G_t)$ .

Problema recursivo:  $V^P(D_t, G_t) = \max_{G_{t+1} \in \{0,1\}} \{a^l \omega^P(D_t) X(G_t) + Z - G_{t+1}F + \beta \mathbb{E}_t\{V^P(D_{t+1}, G_{t+1})\}\}$

Suponha agora que o conjunto de parâmetros de (C2) é mantido. Então, temos que estabelecer que – independentemente do valor de  $G_t$  – o agente pobre representativo procura otimizar a escolha a)  $G_{t+1} = 1$  se  $D_t = L$  e b)  $G_{t+1} = 0$  se  $D_t = H$ . A condição formal para a escolha de a) é manter

$$\begin{aligned} V^P(L, G_t) &= a^l \omega^P(L) X(G_t) + Z - F + \beta(\pi V^P(L, 1) + (1 - \pi)V^P(H, 1)) \\ &\geq a^l \omega^P(L) X(G_t) + Z + \beta(\pi V^P(L, 0) + (1 - \pi)V^P(H, 0)), \end{aligned}$$

onde a expressão na segunda linha acima dá o valor se a decisão é em favor da escolha alternativa,  $G_{t+1} = 0$ .

$$\begin{aligned} -F + \beta(\pi V^P(L, 1) + (1 - \pi)V^P(H, 1)) &\geq \beta(\pi V^P(L, 0) + (1 - \pi)V^P(H, 0)) \\ -F + \beta\pi V^P(L, 1) - \beta\pi V^P(L, 0) + \beta(1 - \pi)V^P(H, 1) - \beta(1 - \pi)V^P(H, 0) &\geq 0 \\ \beta\pi(V^P(L, 1) - V^P(L, 0)) + \beta(1 - \pi)(V^P(H, 1) - V^P(H, 0)) &\geq F \\ \beta[\pi(V^P(L, 1) - V^P(L, 0)) + (1 - \pi)(V^P(H, 1) - V^P(H, 0))] &\geq F \end{aligned}$$

$$\pi(V^P(L, 1) - V^P(L, 0)) + (1 - \pi)(V^P(H, 1) - V^P(H, 0)) \geq F/\beta \quad (i)$$

Que é de fato independente de  $G_t$ . Similarmente, para o item b) ser verdadeiro, devemos ter:

$$\pi(V^P(H, 1) - V^P(H, 0)) + (1 - \pi)(V^P(L, 1) - V^P(L, 0)) < F/\beta \quad (ii)$$

que novamente não depende do nível do bem público  $G_t$ .

Temos que encontrar expressões explícitas para as diferenças  $V^P(L, 1) - V^P(L, 0)$  e  $V^P(H, 1) - V^P(H, 0)$ . Assumindo que a função política proposta é aplicada em todos os períodos, as duas diferenças são dadas por  $V^P(D, 1) - V^P(D, 0) = a^l \omega^P(D)[X(1) - X(0)]$  com  $D \in \{L, H\}$ .

$$\pi(V^P(L, 1) - V^P(L, 0)) + (1 - \pi)(V^P(H, 1) - V^P(H, 0)) \geq F/\beta$$

$$\pi(V^P(D, 1) - V^P(D, 0)) + (1 - \pi)(V^P(D, 1) - V^P(D, 0)) \geq F/\beta$$

$$\pi(a^l \omega^P(D)[X(1) - X(0)]) + (1 - \pi)(a^l \omega^P(D)[X(1) - X(0)]) \geq F/\beta \quad (iii)$$

Comparando esta última expressão com as condições (i) e (ii) acima, confirma o que os itens a) e b) de fato asseguram (dado que o conjunto de parâmetros em (C2) é mantido).

Uma abordagem correspondente pode ser escolhida para verificar as funções de política propostas no âmbito possível dos conjuntos de parâmetros alternativos. Note, neste contexto, que existem apenas duas alternativas indicadas na proposta desde que a primeira expressão em (C2) deve ser estritamente maior que a última (com  $\pi > 1/2$  e  $\omega^P(L) > \omega^P(H)$ ).

Partindo da condição (C2) ter-se-á:

$$\frac{\Delta X}{F} a^l (\pi \omega^P(L) + (1 - \pi) \omega^P(H)) \geq 1/\beta > \frac{\Delta X}{F} a^l (\pi \omega^P(H) + (1 - \pi) \omega^P(L))$$

$$\Delta X a^l (\pi \omega^P(L) + (1 - \pi) \omega^P(H)) \geq F/\beta > \frac{\Delta X}{F} a^l (\pi \omega^P(H) + (1 - \pi) \omega^P(L))$$

$$\pi(a^l \omega^P(L) \Delta X) + (1 - \pi)(a^l \omega^P(H) \Delta X) \geq F/\beta > \frac{\Delta X}{F} a^l (\pi \omega^P(H) + (1 - \pi) \omega^P(L))$$

Voltamos à expressão (iii) acima, que é uma parte da condição (C2):

$$\pi(a^l \omega^P(L) [X(1) - X(0)]) + (1 - \pi)(a^l \omega^P(H) [X(1) - X(0)]) \geq F/\beta.$$

Quando a condição (C2) é mantida os pobres preferem transferências diretas no lugar de investimento público, se a desigualdade é elevada<sup>47</sup>.

#### A.4 LINEARIZAÇÃO DO MODELO

Começamos aplicando os logaritmos de ambos os lados da função de produção agregada (3):

$$\mathbb{Y}(D_t, G_t) = (a^h - \sigma(a^h - a^l) \omega^P(D_t)) X(G_t)$$

$$\mathbb{Y}(D_t, G_t) = a^h (1 - \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} \omega^P(D_t)) \frac{X(G_t)}{X(0)} X(0)$$

$$y_t \equiv \ln \mathbb{Y}_t = \ln \left( 1 - \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} \omega^P(D_t) \right) + \ln \left( \frac{X(G_t)}{X(0)} \right) + \ln a^h + \ln X(0) \quad (\text{iv})$$

Note que  $G_t$  é uma variável de escolha que assume o valor 1 se  $D_{t-1} = L$  e 0 se  $D_{t-1} = H$ . Então  $X(G_t)$  pode ser escrito como  $X(0) + \frac{\Delta X(H - D_{t-1})}{H - L}$ .

$$\text{Se } D_{t-1} = L \Rightarrow G_t = 1 \therefore X(0) + \frac{X(1) - X(0)(H - L)}{H - L} \Rightarrow X(1)$$

$$\text{Se } D_{t-1} = H \Rightarrow G_t = 0 \therefore X(0) + \frac{X(1) - X(0)(H - H)}{H - L} \Rightarrow X(0)$$

Usando a nova expressão para  $X(G_t) = X(0) + \frac{\Delta X(H - D_{t-1})}{H - L}$  e o fato que  $\omega^P(D_t) = 1 - D_t$ , na equação (iv), obtemos:

$$y_t \equiv \ln \mathbb{Y}_t = \ln \left( 1 - \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} \omega^P(D_t) \right) + \ln \left( \frac{X(G_t)}{X(0)} \right) + \ln a^h + \ln X(0)$$

---

47 Quanto menor a desigualdade, maior a capacidade do governo em ofertar bens públicos, devido a maior capacidade de arrecadação.

$$y_t = \ln \left( 1 - \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} (1 - D_t) \right) + \ln \left( \frac{X(0) + \frac{\Delta X (H - D_{t-1})}{H - L}}{X(0)} \right) + \ln a^h + \ln X(0)$$

$$y_t = \ln \left( 1 - \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} (1 - D_t) \right) + \ln \left( \frac{(H - L)X(0)}{H - L} + \frac{\Delta X (H - D_{t-1})}{H - L} \frac{1}{X(0)} \right) + \ln a^h + \ln X(0)$$

$$y_t = \ln \left( 1 - \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} (1 - D_t) \right) + \ln \left( \frac{(H - L)X(0)}{(H - L)X(0)} + \frac{\Delta X}{X(0)} \frac{(H - D_{t-1})}{H - L} \right) + \ln a^h + \ln X(0)$$

$$y_t = \ln \left( 1 - \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} (1 - D_t) \right) + \ln \left( 1 + \frac{\Delta X}{X(0)} \frac{(H - D_{t-1})}{H - L} \right) + \ln a^h + \ln X(0)$$

$y_t$  é uma função não-linear dos indicadores de desigualdade de ativos  $D_t$  e  $D_{t-1}$ . Vamos considerar que as razões  $\frac{a^h - a^l}{a^h}$  e  $\frac{\Delta X}{X(0)}$  não são tão grandes,  $y_t$  pode ser estreitamente aproximado por uma função linear.

$$y_t = \ln \left( 1 - \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} (1 - D_t) \right) + \ln \left( 1 + \frac{\Delta X}{X(0)} \frac{(H - D_{t-1})}{H - L} \right) + \ln a^h + \ln X(0)$$

$$y_t = \ln \left( 1 - \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} + \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} D_t \right) + \ln \left( 1 + \frac{\Delta X \cdot H - \Delta X \cdot D_{t-1}}{X(0) \cdot (H - L)} \right) + \ln a^h + \ln X(0)$$

$$y_t = \ln 1 - \ln \left( \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} \right) + \ln \left( \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} \right) D_t + \ln \left( 1 + \frac{\Delta X \cdot H - \Delta X \cdot D_{t-1}}{X(0) \cdot (H - L)} \right) + \ln a^h + \ln X(0)$$

$$y_t \cong \theta_1 D_t + \theta_2 D_{t-1} + \mu, \quad (v)$$

onde  $\theta_1 \equiv \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h}$ ,  $\theta_2 \equiv \frac{-}{X(0) \cdot (H - L)} \frac{\Delta X}{\Delta X}$  e  $\mu$  inclui todos os termos constantes. Note que  $\theta_1 > 0$  captura o efeito positivo de curto prazo da desigualdade e  $\theta_2 < 0$  mostra o efeito negativo

defasado. Como na versão não-linear do modelo, o sinal do efeito de longo prazo da desigualdade,  $\theta_1 + \theta_2$ , é negativo se a condição (C1) é considerada.

## A.5 LIGAÇÃO DA DESIGUALDADE DE ATIVOS COM A DESIGUALDADE DE RENDA

Considere a medida de desigualdade de renda

$$D_t^y = \frac{\mathbb{Y}(D_t, G_t) - a^l \omega^P(D_t) X(G_t)}{\mathbb{Y}(D_t, G_t)}$$

$$D_t^y = \frac{(a^h - \sigma(a^h - a^l)(1 - D_t))X(G_t) - a^l(1 - D_t)X(G_t)}{(a^h - \sigma(a^h - a^l)(1 - D_t))X(G_t)}$$

$$= \left( \frac{a^h - \sigma a^h X(G_t) + \sigma a^l X(G_t) + \sigma a^h X(G_t) D_t - \sigma a^l X(G_t) D_t - a^l X(G_t) + a^l X(G_t) D_t}{a^h - \sigma a^h X(G_t) + \sigma a^h X(G_t) D_t + \sigma a^l X(G_t) - \sigma a^l X(G_t) D_t} \right)$$

Suponha que  $\left( \frac{a^h - a^l}{a^h} \right), \sigma$  e  $\omega^P \rightarrow 0$ .

$$D_t^y \cong \frac{a^h - a^l}{a^h} + \frac{a^l}{a^h} D_t \quad (\text{vi})$$

A expressão (vi) permite relacionar o nível corrente do logaritmo do produto,  $y_t$ , ao nível corrente e passado da desigualdade de renda (refletindo o nível corrente e passado da desigualdade de ativo) Resolvendo (vi) para  $D_t$  e usando o resultado da equação (v), obter-se-á

$$y_t \cong \delta_1 D_t^y + \delta_2 D_{t-1}^y + \eta, \quad (\text{vii})$$

Isolando  $D_t$  na equação (vi), teremos:

$$D_t^y \cong \frac{a^h - a^l}{a^h} + \frac{a^l}{a^h} D_t$$

$$D_t^y = \frac{a^h - a^l + a^l D_t}{a^h} \Rightarrow D_t^y \cdot a^h = a^h - a^l + a^l D_t \Rightarrow D_t = \frac{a^l - a^h + a^h D_t^y}{a^l}$$

$$y_t = \theta_1 D_t + \theta_2 D_{t-1} + \mu$$

$$y_t = \sigma \left( \frac{a^h - a^l}{a^h} \right) \left( \frac{a^l - a^h + a^h D_t^y}{a^l} \right) + \left( \frac{-}{X(0) \cdot (H - L)} \right) \left( \frac{a^l - a^h + a^h D_{t-1}^y}{a^l} \right) + \mu$$

$$y_t = \sigma \left( \frac{a^h - a^l}{a^h} \right) \left( \frac{a^h D_t^y}{a^l} \right) + \left( \frac{-}{X(0) \cdot (H - L)} \right) \left( \frac{a^h D_{t-1}^y}{a^l} \right) + \mu$$

$$y_t \cong \delta_1 D_t^y + \delta_2 D_{t-1}^y + \eta$$

$\delta_1 \equiv \theta_1 \left( \frac{a^h}{a^l} \right) > 0$ ,  $\delta_2 \equiv \theta_2 \left( \frac{a^h}{a^l} \right) < 0$  e  $\eta$  inclui os termos constantes.

Observação: existe uma relação linear simples entre  $D_t^y$  e o coeficiente de Gini da distribuição de renda:  $Gini_t^y \cong \sigma D_t^y$ .

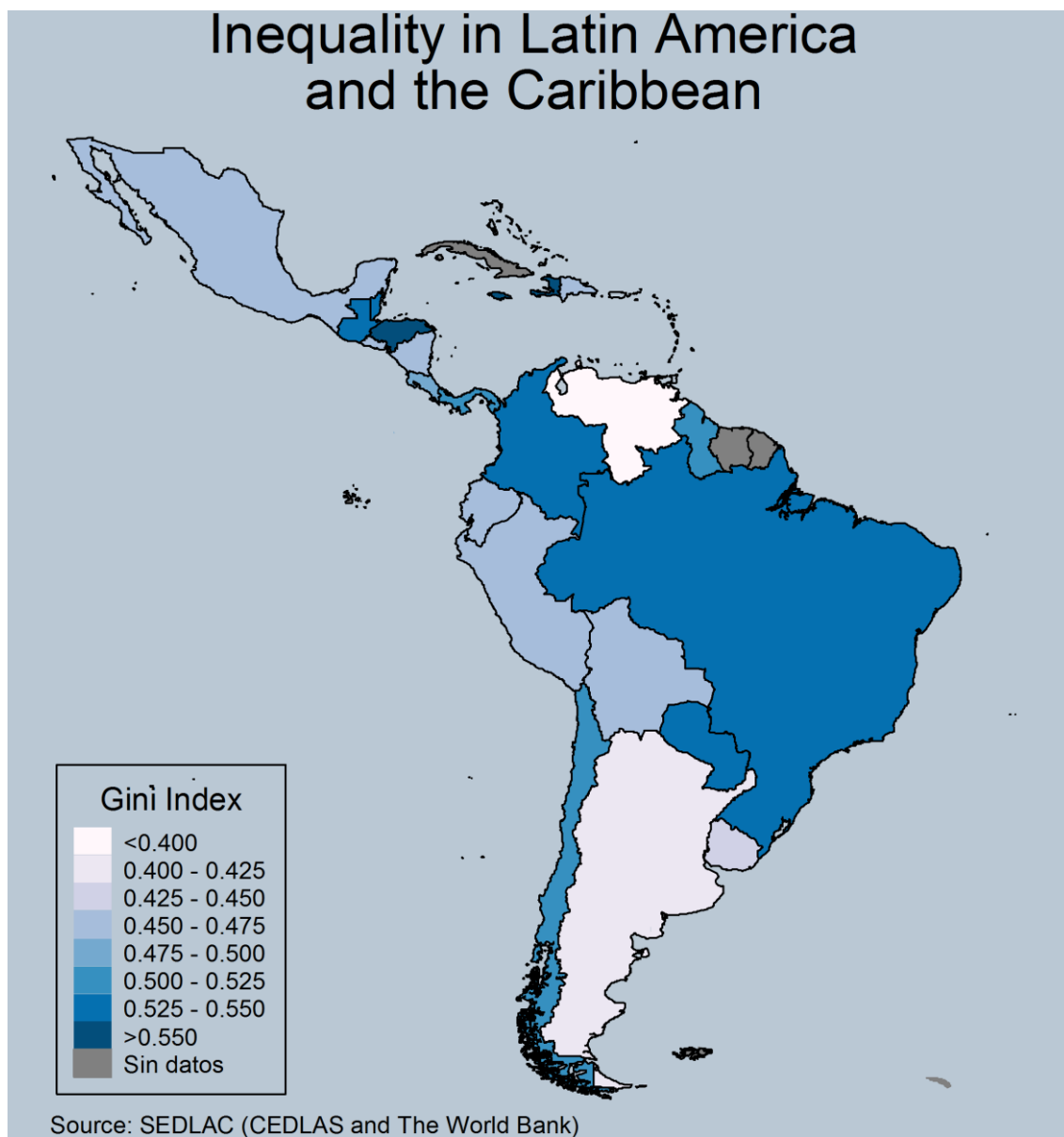
$$y_t \cong \theta_1 D_t + \theta_2 D_{t-1} + \mu$$

$$y_t = \sigma \left( \frac{a^h - a^l}{a^h} \right) \left( \frac{a^h D_t^y}{a^l} \right)$$

$$Gini_t^y \cong \sigma D_t^y$$

## ANEXO B

Figura 02: Mapa da desigualdade de renda na América Latina e Caribe



Observação (\*): última atualização em 2013.

