

Crescimento econômico e desigualdade de renda: tratando o caso específico dos países da América Latina*

Economic Growth and Income Inequality: Dealing with the Specific Case of Latin American Countries

Thiago Geovane Pereira Gomes, Cássio da Nóbrega Besarria e José Alderir da Silva**

Resumo: Este artigo tem o propósito de investigar os efeitos da desigualdade e algumas variáveis explicativas sobre o crescimento dos países da América Latina entre 1970 e 2010. Exibe-se um modelo teórico com uma trajetória de ajustamento não-monotônica da produção, que conduz a um modelo linear que representa a relação desigualdade-crescimento. A estratégia empírica consiste no uso dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios e na aplicação de um modelo de correção de erros 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.

Palavras-chave: Desigualdade de renda. Crescimento econômico. América Latina.

Abstract: This paper aims to investigate the effects of income inequality, human capital, political instability and investment on economic growth in Latin American countries, from 1970 to 2010. A theoretical model with a trajectory of non-monotonic model of production that leads to a linear model that represents the inequality-growth relationship. The empirical strategy consists of the use of fixed and random effects estimators and the application of an error correction model to a cointegrated panel. The results found infer a negative and statistically significant relationship between inequality and growth for Latin American countries.

Keywords: Income inequality. Economic growth. Latin America.

JEL: C00. C33. F43.

* Submissão: 30/11/2022 | Aprovação: 08/12/2023 | DOI: 10.5380/re.v45i86.88837

** Respectivamente: (1) Departamento de Economia, Universidade do Estado do Rio Grande do Norte, Brasil | ORCID: 0000-0001-8837-547X | E-mail: thiagogeovanep@gmail.com | (2) Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba, Brasil | ORCID: 0000-0002-3704-0343 | E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br | (3) Departamento de Engenharias (Denge), Universidade Federal Rural do Semi-Árido, Brasil | ORCID: 0000-0002-1514-6999 | E-mail: jose.silva@ufersa.edu.br



1. Introdução

Solow (1956) evidenciou o papel da tecnologia na explicação do crescimento, mas não explicou o que determina a taxa de progresso tecnológico. Esse e outros fatos fez surgir uma série de novas discussões sobre o papel do nível de renda *per capita*, capital humano, crescimento populacional, produtividade dos fatores de produção, dentre outros, no crescimento de longo prazo, expostas nos trabalhos propostos por Cass (1965), Koopmans *et al.* (1965), Lucas (1988), Barro (1989), Romer (1993), Deininger e Squire (1996), entre outros.

O caso específico da relação entre desigualdade de renda 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) destacaram alguns mecanismos que podem explicar o binômio desigualdade-crescimento e, dentre esses, destaca-se: a Política Fiscal Endógena (Hipótese do Eleitor Mediano), Conflitos Sociais e Corrupção, Imperfeições no Mercado de Capitais e a Fertilidade.

A relação entre a desigualdade de renda e o crescimento na América Latina passou a ter maior evidência no período que sucedeu a Segunda Guerra Mundial. Diversos fatores que surgiram antes da Segunda Guerra foram intensificados no pós-guerra, de modo que os países da região em foco passaram a se caracterizar pela elevada desigualdade tecnológica, baixa escolaridade, falta de qualificação da mão-de-obra, altas taxas demográficas e produtos com baixo valor agregado para a exportação (De Bem, 2003).

Além desses fatores, a desigualdade de renda foi ampliada pelas políticas de arrocho salarial dos regimes militares, sendo que tais características induziram a uma distribuição de renda historicamente desigual. Com dados da distribuição de renda por quantis em diversas regiões do mundo, entre 1970 e 1990 e, compilados por Deininger e Squire (1996), constata-se que os 20% mais ricos da população têm, na América Latina, 52,94% da renda, proporção muito superior a de todas as outras áreas do mundo, incluindo 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 África do Norte e Oriente Médio (6,90%) (Klikberg, 1999).

Perante essa 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 foram os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico dos países da América Latina entre 1970 e 2010?

Com base nessas indagações, busca-se 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.

Este estudo abordará de forma linear a relação¹ entre desigualdade e crescimento, como também, considerará a não existência de uma causalidade reversa nesta amostra de dados. Isso sugere que a desigualdade de renda pode ser resultante do crescimento econômico, mas que também pode afetar negativamente o próprio crescimento econômico. A literatura² mostra que essa relação negativa pode ser explicada por diversos fatores, como: i) pela dificuldade de acesso à educação e à saúde dos grupos de baixa renda que limita seu potencial de produtividade e inovação; ii) a desigualdade pode provocar a instabilidade social e política e, portanto, prejudicar o ambiente de negócios e investimentos; iii) a desigualdade de renda pode gerar outras desigualdades como a de oportunidades econômicas, dificuldades de acesso a capital e crédito e à concentração econômica e política e, assim, afetando o crescimento econômico de forma negativa. Diante disso, este estudo utiliza a hipótese de que a desigualdade de renda afeta o crescimento econômico, e não o contrário.

Por fim, o pioneirismo dessa análise encontra-se em aplicar três 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; b) uso do modelo de correção de erro em modelos de dados em painel e c) verificar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Os resultados mostraram que, dentre os termos analisados, apenas o capital humano e a desigualdade de renda tiveram relevância na explicação do crescimento econômico na América Latina. As análises de curto e longo prazo, por

¹ Para uma discussão não-linear entre desigualdade e crescimento (Hipótese do U invertido), ver por exemplo, Deininger e Squire (1998), Barro (2000), Banerjee e Duflo (2003) e Galor (2010).

² Vide Persson e Tabellini (1994), Forbes (2000), Milanovic (2016) e Berg e Ostry (2017).

exemplo, mostraram que anos adicionais de estudo impactam positivamente o crescimento. Por outro lado, a desigualdade de renda afeta negativamente o crescimento econômico.

Além dessa introdução, o artigo apresenta cinco outras seções. A seção 2 trata sobre o comportamento do crescimento econômico e da desigualdade de renda na América Latina. Além disso, há uma subseção que trata da discussão teórica proposta por Halter *et al.* (2014). Em seguida, é apresentado o método de cointegração em dados de painel, sugerido por Pedroni (2004) e o modelo de correção de erro para dados em painel proposto por Frank *et al.* (2005). Em particular, apresenta-se a base de dados utilizada e suas limitações. A seção 4 mostra e discute os principais resultados da estratégia empírica, além de incluir uma análise de robustez. Por fim, são tecidas as considerações finais deste artigo.

2. Comportamento do crescimento econômico e da desigualdade de renda na América Latina

Nesta seção será realizada uma breve discussão sobre o comportamento da taxa de crescimento do PIB *per capita* e do nível de desigualdade de renda dos onze países selecionados da América Latina. Inicialmente, serão apresentados na Tabela 01, os dados referentes à taxa de crescimento do PIB *per capita* desses países, entre 1970 e 2009, obtidos a partir dos Indicadores de Desenvolvimento do Banco Mundial.

Fazendo uma análise geral dos dados expostos na Tabela 01, é possível destacar o desempenho da economia Chilena, tendo essa apresentando uma taxa média anual de crescimento do produto *per capita* de 2,73%, seguida pelo Brasil, Paraguai e Colômbia, com desempenho de 2,25%, 2,17% e 2,12%, respectivamente. No outro extremo estão as economias da Venezuela e Bolívia com crescimento médio de 0,20% e 0,80%.

Ressalta-se que o período tratado nesse artigo é caracterizado pela alternância entre momentos de crise e prosperidade. Há dois episódios negativos, nesse recorte temporal, que são retratados com frequência na literatura econômica, sendo eles: choques do petróleo, ocorridos na década de 1970, e crises cambiais no fim da década de 1990 e começo dos anos 2000 que afetou diretamente o desempenho interno das economias latino-americanas. Por outro lado, o período que sucedeu o ano de 2003 ficou marcado pelo *boom* nos preços das *commodities*

e esses países se beneficiaram desse ciclo. Essas alternâncias justificam a escolha do período em análise.

Esses pontos são melhores descritos a partir de uma análise individual do desempenho econômico dos países dessa região. Em relação à década de 1970, percebe-se que os países selecionados da América Latina tiveram crescimento médio de aproximadamente 2,80%, com destaque para o desempenho do Brasil e Paraguai que apresentaram aumento de 5,87% e 5,65%, respectivamente. A década seguinte ficou marcada pelo mau desempenho econômico. Além dos efeitos do segundo choque do petróleo, ocorrido em 1979, e que prolongou seus efeitos negativos até o início da década de 1980, também eclodiu a crise da dívida externa. Esses componentes são, provavelmente, os principais responsáveis pelo crescimento negativo (-0,06%) dos países da região nesse período.

Tabela 1 – Taxa média de crescimento do PIB *per capita* dos países da América Latina (em %)

Países	1970-1979	1980-1989	1990-1999	2000-2009	1970-2009 (Média)
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
Média	2,80	-0,06	1,80	1,91	1,60

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

A Tabela 2 apresenta uma primeira medida de desigualdade de renda, representada pela razão entre a renda dos 10% mais ricos e os 10% mais pobres na América Latina. Ressalta-se que, quanto maior o indicador, maior é a desigualdade no país tratado.

Tabela 2 – Razão entre a renda dos 10% mais ricos e os 10% mais pobres.

Países	1990	1995	2000	2005	2010
Argentina	20,91	35,80	39,68	34,26	22,21
Bolívia	13,68	94,50	376,92	100,31	32,19
Brasil	63,25	71,74	66,65	48,55	42,74
Chile	39,54	33,41	34,57	26,73	24,83
Colômbia	29,47	99,22	361,62	39,17	42,14
Equador	-	30,05	48,84	45,80	28,20
México	35,04	51,90	41,73	34,10	25,72
Paraguai	14,11	56,00	46,09	32,08	35,15
Peru	-	43,81	34,38	32,78	23,05
Uruguai	14,79	17,15	19,33	20,56	17,99
Venezuela	21,59	32,87	41,02	64,28	-

Fonte: elaboração própria a partir de dados da CEPAL (2023).

Analisando a Tabela 2 é possível constatar que países como Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru reduziram a razão entre ricos e pobres, sugerindo uma redução na desigualdade de renda nesses países no período analisado; os demais tiveram um aumento na razão entre ricos e pobres. O caso específico da Bolívia e da Colômbia chamou a atenção, pelo fato que esses países tiveram, no ano 2000, razão entre ricos e pobres igual a 376,92 e 361,62, respectivamente, indicando que os 10% mais ricos tiveram uma renda média 376,92 vezes maior que os 10% mais pobres, no caso da Bolívia, e 361,62%, no caso da Colômbia.

Para o período descrito, o Peru foi o país que apresentou a maior redução na distância entre ricos e pobres, sendo que, no ano de 1995, a renda dos 10% mais ricos de sua população era 43,81 vezes maior que a dos 10% mais pobres, passando para 23,05 vezes em 2010 e representando uma redução de 47,39%. Por outro lado, a Venezuela foi o país que apresentou maior crescimento na distância entre a renda de ricos e pobres com uma expansão de 197,72%. Em suma, esse indicador mostra que, com algumas exceções, a desigualdade ou hiato entre ricos e pobres tem aumentado na maioria dos países analisados.

Outros indicadores de desigualdade confirmam essa heterogeneidade distributiva entre os países da América Latina. A Tabela 3 mostra o comportamento da desigualdade de renda, medida a partir do índice de Gini, para as economias selecionadas no período de 1970 a 2010. De acordo com esse indicador, a Argentina e a Bolívia apresentaram aumento da desigualdade de renda

entre 1970 e 2000 e, em contrapartida, em 2010 o índice de Gini caiu, respectivamente, para 0,450 e 0,545 em relação aos valores de 0,510 e 0,622, verificados no ano 2000. Além desses, houve aumento na desigualdade no Chile, Paraguai, Uruguai e Venezuela.

Os demais países, com exceção do Brasil, tiveram grande oscilação entre uma década e outra, mas foi entre os anos 2000 e 2010 que houve uma queda expressiva na desigualdade de renda desses países, fortemente ligada ao desempenho econômico, em que o período em discussão ficou conhecido pelo *boom* das *commodities*, e, em alguns casos, associado à efetivação de políticas de redistribuição de renda.

Tabela 3 – Índice de Gini de concentração de renda

Países	1970	1980	1990	2000	2010	1970-2010 (em %)
Argentina	0,361	0,416	0,431	0,510	0,450	24,65
Bolívia	0,496	0,526	0,545	0,622	0,545	9,88
Brasil	0,647	0,560	0,606	0,592	0,510	-21,17
Chile	0,501	0,500	0,574	0,614	0,543	8,38
Colômbia	0,560	0,588	0,549	0,578	0,560	0,00
Equador	0,683	0,531	0,558	0,567	0,470	-31,19
México	0,583	0,519	0,552	0,556	0,466	-20,07
Paraguai	0,428	0,435	0,398	0,540	0,500	16,82
Peru	0,594	0,562	0,479	0,493	0,450	-24,24
Uruguai	0,398	0,425	0,442	0,440	0,435	9,30
Venezuela	0,622	0,410	0,425	0,440	0,365	-41,32
Média	0.534	0.497	0.505	0.541	0.481	-9.85

Fonte: dados do Banco Mundial.

O caso brasileiro é bem atípico, pois, apesar de ter reduzido a desigualdade de renda em 21,17% no período tratado, esse país ainda é o segundo país mais desigual, dentre os países analisados, apresentando condições melhores apenas que Bolívia. No ano de 2010, o melhor resultado foi o da Venezuela (0,365), seguida pelo Uruguai (0,435). Outra informação relevante que pode ser extraída da Tabela 3 é o fato que a partir do início dos anos 2000 houve uma redução generalizada da desigualdade entre os países tratados, com destaque para o Equador, México e Venezuela, que tiveram redução de 17,11%, 16,19% e 17,05%, respectivamente. Em suma, foi possível verificar que houve uma melhora, em média, nos indicadores de desigualdade, assim como no desempenho econômico dos países

da América Latina. Assim, nas discussões subsequentes serão apresentados exercícios empíricos que buscam verificar se essa melhora na distribuição de renda desses países foi capaz de influenciar o crescimento econômico dos mesmos.

2.1 Discussão teórica

Nesta seção será exibida, de forma resumida, a discussão proposta por Halter *et al.* (2014), na qual esses derivaram 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 produção³ e conduzirá a um modelo teórico linear de desigualdade de renda e crescimento econômico, similar aos utilizados neste tipo de abordagem.

A abordagem teórica utilizada neste artigo parte de uma economia povoada por famílias que se caracterizam por apresentar horizonte infinito de vida e aversão ao risco. Todos os indivíduos derivam utilidade do consumo e diferem de acordo com suas dotações de ativos produtivos, representado, por exemplo, pelo estoque de capital. Além disso, 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.

Os autores chegam a uma equação estimável que permite relacionar o nível corrente do produto, y_t , ao nível corrente e passado da desigualdade de renda, podendo ser representada por:

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

sendo $\delta_1 \equiv \theta_1 \left(\frac{a^h}{a^l}\right) > 0$, $\delta_2 \equiv \theta_2 \left(\frac{a^h}{a^l}\right) < 0$, e η inclui todos os termos constantes. É válido salientar que existe uma relação linear simples entre D_t^y e o coeficiente de Gini da distribuição de renda: $GINI_t^y \cong \sigma D_t^y$.

A equação (1) expressa o nível do logaritmo do produto, y_t , como uma função da desigualdade. Na literatura empírica de crescimento, no entanto, tem

³ 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.

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} ⁴. Existem várias maneiras de adaptar essa relação, a fim de obter uma especificação padrão. Considerando as hipóteses usadas por Aghion *et al.* (1999), nas quais eles assumem que a produtividade atual da empresa é afetada por atividades de produção agregada passada, por meio de uma externalidade do tipo *learning-by-doing*. Assim, o nível de tecnologia é endógeno e a economia exibe não só *learning-by-doing*, como também *spillovers* de conhecimento.⁵

Dessa forma, será adotada a especificação padrão usada na literatura empírica, dada por:

$$y_t - y_{t-1} \cong \gamma y_{t-1} + \delta_1 D_t^y + \delta_2 D_{t-1}^y + \eta, \quad (2)$$

em que $\gamma \equiv \varphi - 1 < 0$. É possível perceber que a equação (2) é equivalente à equação (1) se $\varphi = 0$ e implica $\delta_1 + \delta_2 < 0$.

A equação acima é a base para o modelo empírico que será apresentado na seção 3 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, pode afetar negativamente o crescimento.

3. Procedimentos metodológicos

3.1 Estratégia empírica

A estimativa dos efeitos de curto e longo prazo da desigualdade sobre o crescimento será feita a partir da transformação da equação (2) em um modelo de dados em painel. Podendo ser representada por:

$$y_{it} - y_{it-1} = \gamma y_{it-1} + d_{it} + d_{it-1} + \delta' x_{it-1} + \zeta_t + (\eta_i + v_{it}) \quad (3)$$

em que $i = 1, \dots, N$ denota um dos onze países da América Latina que fazem parte da amostra de dados, e $t = 1, \dots, T$ é o tempo.

⁴ O controle padrão de convergência serve para testar a hipótese de convergência condicional, sendo necessário o uso do PIB *per capita* defasado.

⁵ Este tipo de modelo é discutido por Barro e Sala-i-Martin (1995) e Aghion e Howitt (1998).

Do lado esquerdo, y_{it} representa o log do PIB real *per capita* e exibe, aproximadamente, uma taxa de crescimento. Do lado direito, ter-se-á, além do PIB *per capita* defasado, os termos que representam o valor atual e defasado da desigualdade de renda, representados, respectivamente, por d_{it} e d_{it-1} . Além disso, na equação estimada, representada pela expressão (3), foi incorporado um vetor x_{it-1} de variáveis de controle e que representa as características específicas de cada país, tais como: escolaridade, investimento e instabilidade política, tal como proposto por Halter *et al.* (2014); também foi incluso um efeito período-específico ζ_t que é usado para capturar mudanças comuns de produtividade em todos os países; um efeito país-específico η_i que captura características não-observadas e invariantes no tempo de um país e um termo de erro idiossincrático v_{it} .

Quanto à estimação dos efeitos de longo prazo, este é um ponto que diferencia esse estudo do proposto por Halter *et al.* (2014). Esses autores adotaram o método de estimação *system - GMM* para modelos de painel dinâmico, com a finalidade de captar os efeitos de curto e longo prazo da desigualdade de renda no crescimento econômico. Na discussão realizada por esses autores foram analisados 106 países, no período de 1965 a 2005, representando 4.240 observações. Devido a esse componente, os autores trataram as variáveis do estudo em termos de sua variação, medida em um intervalo de cinco em cinco anos, com o propósito de captar o efeito de longo prazo. Assim, diferentemente de Halter *et al.* (2014), esse estudo utilizou as séries ano a ano⁶, fato que dificulta a captação do efeito de longo prazo da desigualdade de renda no crescimento econômico no modelo de dados de painel com efeitos aleatórios, independentemente do método de estimação empregado. Nesse sentido, foi utilizado o modelo de correção de erro (MCE) para dados em painel, tal como proposto por Frank *et al.* (2005). Esse método é utilizado para modelar a relação de longo prazo entre os termos tratados.

3.2 Painel cointegrado

A análise do modelo de correção para dados em painel segue os mesmos passos propostos pela literatura que trata da modelagem de séries temporais, sendo

⁶ A utilização das séries ano a ano está ligada ao número restrito de observações adotadas no modelo. 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, captando apenas os efeitos de curto prazo.

essa dividida em duas etapas iniciais: estacionariedade e cointegração. Tal como descrito em Besarria e Sobral (2015), o primeiro passo para a análise do painel cointegrado é verificar se as séries são estacionárias. Para esse fim serão adotados os testes de raiz unitária em painel: 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 autorregressivo é comum para todos os indivíduos do painel, sendo também denominada de alternativa homogênea. Já 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 autorregressivos distintos, também definida por alternativa heterogênea.

Para o caso de as séries apresentarem mesma ordem de integração, então o passo seguinte é verificar a possibilidade de cointegração entre crescimento econômico, escolaridade e desigualdade, a partir do teste de cointegração sugerido por Pedroni (2004).

Para o caso de as séries serem cointegradas, então a discussão se volta para a análise proposta por Frank (2005). Esse 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 investigar a magnitude da relação de longo prazo entre o binômio desigualdade-crescimento, distanciando-se da estratégia adotada por Halter *et al.* (2014).

A forma de especificação dinâmica será exposta por meio 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:

$$\bar{y}_{it} = \theta_{0i} + \theta_{1i}e_{it} + \theta_{2i}d_{it} + u_{it}, \quad (4)$$

em que $\bar{y}_{it} = y_{it} - y_{it-1}$; $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, 2, \dots, T$; θ_{0i} é o efeito fixo país-específico.

Caso os testes de estacionariedade indicarem que o crescimento econômico, escolaridade (e_{it}) 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 autorregressiva de defasagem distribuída (1,1,1) é:

$$\bar{y}_{it} = \gamma_i + \delta_{10i}e_{it} + \delta_{11i}e_{i,t-1} + \delta_{20i}d_{it} + \delta_{21i}d_{i,t-1} + \lambda_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

A principal característica de variáveis cointegradas é a sua capacidade de resposta a qualquer desvio do equilíbrio de longo prazo. Esta característica implica em um modelo de correção de erro (MCE) em que as dinâmicas de curto prazo das variáveis no sistema são influenciadas pelo desvio do equilíbrio. A resolução desse problema consiste em reparametrizar a equação (5) na equação da correção de erros, tal como será descrito na expressão (6).

Assim, a equação resultante do modelo de correção de erro é:

$$\Delta \bar{y}_{it} = \phi_i [\bar{y}_{it-1} - \theta_{0i} - \theta_{1i}e_{i,t-1} - \theta_{2i}d_{i,t-1}] + \delta_{11i}\Delta e_{i,t-1} + \delta_{21i}\Delta d_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

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

O parâmetro ϕ_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 θ_{1i} e θ_{2i} .

3.3 Descrição e fonte de dados

Nesta seção serão apresentadas as variáveis usadas no modelo empírico, como também, suas fontes de coleta e sinais esperados. Além das variáveis de crescimento e desigualdade, serão apresentadas as variáveis de controle (capital humano, instabilidade política e investimento), propostas por Halter *et al.* (2014). 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 a partir da razão entre o Produto Interno Bruto e a população ou, em outras palavras, representa a proporção de riqueza gerada correspondente a cada habitante.

Adicionalmente, será utilizado PIB real *per capita* defasado com o intuito de captar 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; Scheuermeyer, 2014).

Outra variável introduzida nessa análise é a escolaridade, sendo essa utilizada como *proxy* para capital humano. A variável escolaridade foi interpolada para o período de análise e aproximada 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 se adota a mesma *proxy* de capital humano de Halter *et al.* (2014). Os dados referentes a essa variável foram obtidos de Barro e Lee (2013).

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. É importante ressaltar que a inclusão dessa variável na forma defasada no modelo tem o propósito de isolar o efeito do investimento no crescimento, tal como descrito em Forbes (2000). Essa variável é composta por gastos destinados a aquisição de ativos fixos da economia e variações líquidas no nível de estoques. Os ativos fixos incluem melhoramentos de terrenos (valas, drenagens, dentre outros); instalações, máquinas, equipamentos e compras; e a construção de estradas, ferrovias, incluindo escolas, escritórios, hospitais, habitações residenciais privadas e edifícios comerciais e industriais, disponível no *World Bank national accounts data*.

Tabela 4 – Descrição das variáveis

Variáveis	Símbolo	Sinal Esperado
Taxa de crescimento econômico	y_t	
Coefficiente de Gini	d_t	(-)
PIB per capita	y_{t-1}	(-)
Escolaridade	e_{t-1}	(+)
Investimento	i_{t-1}	(+)
Instabilidade política	ip_{t-1}	(-)

Fonte: elaboração própria.

Já o nível de preços de investimento é medido pela variável instabilidade política 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. Apresenta como fonte de dados Heston *et al.* (2006), onde esses 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.

Segundo Forbes (2000), esta variável é frequentemente utilizada na literatura internacional macroeconômica e mede como o custo de investimento varia entre cada país e os Estados Unidos. Portanto, espera-se encontrar uma relação inversa entre essa variável e as taxas de crescimento do PIB dos onze países selecionados da América Latina.

Por fim, destaca-se o índice de Gini e esse representa a desigualdade de renda de cada país. Essa variável foi coletada no banco de dados da Wider (2008)⁷, também chamado de *The World Income Inequality database* (WIID).

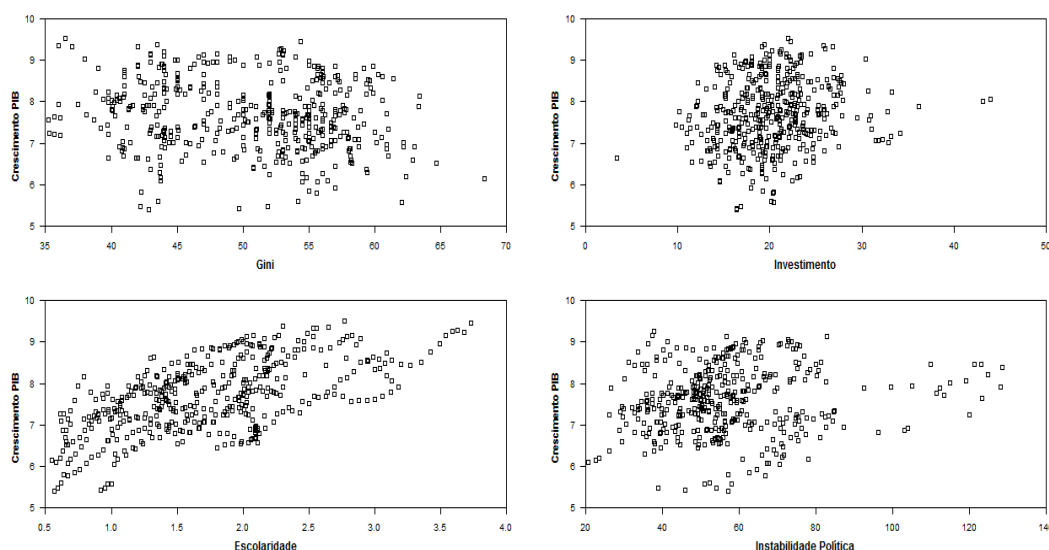
4. Discussão e análise dos resultados

Uma alternativa para iniciar a discussão da relação entre crescimento econômico e seus determinantes (escolaridade, desigualdade de renda, investimento e instabilidade política), tal como proposto no modelo teórico, é a análise gráfica. A Figura 1 representa os gráficos de dispersão, entre esses termos, para os onze países que compõem a América Latina entre 1970 e 2010.

⁷ United Nations University – World Institute for Development Research.

Essa Figura não deixa clara a relação entre os termos analisados, com exceção da escolaridade. Esse comportamento só reforça a heterogeneidade existente entre esses países. Em relação à escolaridade, verifica-se que há 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 que investimentos em capacitação, treinamento e pesquisa promovem um aumento de produtividade e, conseqüentemente, aumentam o crescimento econômico.

Figura 1 – Relações entre a taxa de crescimento do PIB e os seus determinantes (índice de Gini, investimento, escolaridade e instabilidade política)



Fonte: elaboração própria.

Essas são análises meramente exploratórias e não expressam relação causal entre os termos, logo, essa discussão passa a ter 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 nas séries de PIB, investimento, escolaridade, desigualdade de renda e instabilidade política. A Tabela 5 expõe os resultados dos testes de raiz unitária propostos por Levin, Li e Chu, Breitung e IPS.

Tabela 5 – Testes de raiz unitária em painel

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

Fonte: elaboração própria.

É importante destacar que estes testes foram aplicados inicialmente nas séries em nível e os resultados obtidos indicaram presença de raiz unitária. Na sequência, passou-se a analisar as séries em primeira diferença e os resultados destes ensaios rejeitaram a hipótese de que as séries possuem raiz unitária em diferença, concluindo que essas são integradas de mesma ordem I (1).

Passada a etapa da descrição das séries utilizadas neste estudo, retoma-se a atenção para o método de estimação. A investigação dos fatores que determinam o 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 6. As colunas 2, 3 e 4 apresentam os resultados das estimações da expressão (3). A coluna 2 representa os resultados baseados no modelo com efeitos fixos; já a coluna 3 representa as estimativas obtidas a partir do modelo com efeitos aleatórios. Por fim, são apresentadas as estimativas obtidas a partir do Método dos Momentos Generalizados (MMG).

Destaca-se que no estudo proposto por Halter *et al.* (2014), o coeficiente de Gini atual capta o efeito de curto prazo e o termo defasado capta o efeito de longo prazo, diferentemente desse estudo. Mais detalhes serão dados adiante. Antes de apresentar a discussão dos resultados obtidos, é importante ressaltar que foi aplicado o teste de Hausman, representado na Tabela 6, com o intuito de verificar qual dos métodos (modelo com efeitos fixos ou aleatórios) é preferível para tratar a relação proposta nesse estudo. Os resultados desse 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.

Em relação às estimativas obtidas a partir do método dos mínimos quadrados, destaca-se que esse método pode gerar estimativas viesadas e inconsistentes na presença de endogeneidade. Neste caso, o MMG passa a ser usado como método alternativo. Destaca-se que a adequação da inferência estatística, gerada a partir desse método, está ligada à exogeneidade e relevância dos instrumentos adotados⁸. A validação das restrições sobre identificação será tratada a partir do teste J.

Vale notar que as estimativas por MMG apresentaram os mesmos sinais das estimativas para obtidas pelo Modelo B, com exceção do efeito do investimento sobre o crescimento que foi positivo no primeiro e negativo no segundo. Com a validação das restrições de sobre identificação pelo teste J, a discussão fica limitada aos resultados obtidos pelo MMG. Em linhas gerais, com exceção do coeficiente de Gini contemporâneo e da formação bruta de capital fixo ou investimento que não apresentaram significância estatística, todos os demais estimadores estão em conformidade com a literatura.

Em relação à 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 (1989) e Arjona *et al.* (2003), em que existe uma relação negativa entre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* e o seu nível inicial.

Apesar de ser um resultado que já foi discutido exaustivamente na literatura, é importante chamar atenção para o fato de que os países mais pobres ou com baixo nível de produto *per capita* no passado, dentre os tratados nesse artigo, tendem a

⁸ Foram utilizadas como variáveis instrumentais as *dummies* regionais ou específicas de cada país.

crescer mais rapidamente que os países com maior nível de renda *per capita*, desde que a hipótese de convergência condicional seja válida, tal como foi mostrado na Tabela 6. Portanto, de acordo com os resultados, o aumento da renda real passada em 1% reduz a taxa de crescimento contemporâneo em, aproximadamente, 0,39%, *ceteris paribus*.

Ambos os resultados encontrados para os coeficientes de $Gini_t$, representados pelo efeito contemporâneo e defasado, captaram o efeito negativo da desigualdade de renda no crescimento, diferentemente dos achados de Halter *et al.* (2014)⁹, em que foi verificado que a desigualdade de curto prazo tem efeito positivo no crescimento econômico dos países analisados.

Em termos quantitativos, um aumento no coeficiente de Gini atual em 1%, indicando aumento da desigualdade de renda, leva a uma redução na taxa de crescimento econômico de, aproximadamente, 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 o efeito conjunto representado por $\theta_1 + \theta_2 < 0$).

⁹ Halter *et al.* (2014) ressaltaram que a desigualdade de renda no curto prazo pode melhorar a alocação produtiva da economia. Como resultado, o produto agregado pode elevar-se no curto prazo e, em seguida, reduzir para um nível abaixo do seu nível inicial. Por outro lado, o efeito de longo prazo (ou total) da desigualdade é negativo, se e somente se, a condição (C1) é válida.

Tabela 6 – Modelos de painel com efeitos fixos e aleatórios

	Modelo A	Modelo B	Modelo C
	Efeito fixo	Efeito aleatório	MGM
<i>Constante</i>	-	7.4510 (2.1738)	9.3483 (4.0529)
y_{t-1}	-0.3857 (0.2178)	-0.3896 (0.1702)	-0.6939 (0.1283)
d_t	-0.0984 (0.1285)	-0.1117 (0.1056)	-0.1152 (0.1135)
d_{t-1}	-0.3100 (0.1898)	-0.3002 (0.1500)	-0.3104 (0.1441)
i_{t-1}	-0.2558 (0.2661)	-0.2662 (0.2104)	0.0002 (0.0005)
e_{t-1}	0.1154 (0.0465)	0.1135 (0.0281)	0.0966 (0.0492)
ip_{t-1}	-0.0002 (0.0001)	-0.0002 (0.0001)	-0.0001 (0.00001)
<i>Teste de Hausman</i>	-	7.58	-
<i>Nível de significância</i>	-	0.37	-
<i>Nº de observações</i>	41	41	-
<i>Nº de grupos</i>	11	11	-
<i>R² (within)</i>	0.6689		-
<i>Teste J (35)</i>			35.00
<i>Nível de significância J</i>			0.46

Fonte: elaboração própria.

Halter *et al.* (2014) chamam atenção para o fato de que muitos dos efeitos negativos de longo prazo da desigualdade no crescimento, transmitidos por meio dos canais discutidos anteriormente, são típicos de economias pobres. Em economias avançadas, em que a democracia tende a ser melhor estabelecida e a tecnologia mais avançada, é pouco provável que a desigualdade de renda seja capaz de promover instabilidade política em ambientes democráticos que oferecem uma ampla participação no processo político.

O contrário é visto para a América Latina, caracterizada no período de análise como uma região com grandes momentos de instabilidade política, adoção de regimes populistas e ditaduras. De acordo com Alesina e Perotti (1996), 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 sobre o investimento e, por consequência, a redução do crescimento. Assim, a desigualdade de renda e o investimento são inversamente relacionados. Fato que justifica a relação negativa

e a não significância estatística entre o capital físico e o crescimento econômico, tal como observado por Cingano (2014).

Ao se levar em consideração o coeficiente da variável escolaridade, adotado como *proxy* para o capital humano, verifica-se que esse indicador apresentou o sinal esperado e mostrou-se estatisticamente significativo. Esse é um resultado igualmente interessante, pois sugere que, para o período analisado e a amostra de países, há uma relação positiva entre o nível de capital humano e as taxas de crescimento da economia. Em termos quantitativos, um aumento de 1% no nível de escolaridade aumenta a taxa de crescimento econômico em aproximadamente 0,10%, de acordo com o modelo MMG, expressos na Tabela 6.

Com relação ao nível de preços de investimentos (ip_t), usada como *proxy* para captar distorções no mercado causadas por políticas regulatórias, instabilidade política e corrupção, verifica-se que esse indicador apresentou uma relação contrária com a taxa de crescimento econômico e foi estatisticamente significativa. Apesar de ter um efeito muito reduzido, quando comparado com os termos anteriores, percebe-se que um aumento unitário percentual no preço dos investimentos causa uma redução de, aproximadamente, 0,0002% na taxa de crescimento das economias dos países selecionados da América Latina, *ceteris paribus*. Perotti (1993), Alesina e Rodrik (1991), Forbes (2000) e Halter *et al.* (2014) também encontraram resultados negativos e significativos para o coeficiente estimado.

Os resultados apresentados até o momento ilustram os efeitos de curto prazo da desigualdade de renda e das demais variáveis explicativas sobre o crescimento, sendo apresentados na seção seguinte os efeitos de longo prazo.

4.1 Painel cointegrado 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 6, 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 esses termos e, caso haja, verificar o impacto da desigualdade de renda sobre o processo de crescimento econômico de longo prazo. A Tabela 7 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 7, as quatro primeiras estatísticas de teste são calculadas pela dimensão *within* e as três últimas são calculadas pela dimensão *between*.

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 rejeitada 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 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 análise mais aprofundada sobre essa temática no estudo proposto por Frank (2005) e Herzer e Vollmer (2012). Esses autores sumaram uma série de discussões que investigaram o efeito de longo prazo da desigualdade no crescimento econômico.

Tabela 7 – Teste de cointegração em painel de Pedroni (2004)

Teste <i>within</i>	Estatística de teste	Valor crítico
Estatística – v	0.96	2.19
Estatística – ρ	-8.89	2.19
Estatística – <i>PP</i>	-15.80	2.19
Estatística – <i>ADF</i>	-13.51	2.19
Teste <i>between</i>		
Estatística – ρ	-7.53	2.19
Estatística – <i>PP</i>	-16.75	2.19
Estatística – <i>ADF</i>	-13.69	2.19

Fonte: elaboração própria.

Tabela 8 – Estimativas *pooled* alternativas

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

Fonte: elaboração própria.

Na Tabela 8 são 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 mesmas¹⁰.

Como pode ser observado na Tabela 8, 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%.

Em outras palavras, desigualdade de 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 inseridos 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

¹⁰ 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 ε_{it} entre os indivíduos i .

se admitiu 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 econômico¹¹.

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 para esse resultado é dado por dois componentes, sendo eles: primeiro, a redução na desigualdade é caracterizada por ser um processo lento, onde a implementação de programas voltados para essa finalidade envolvem mudanças na legislação tributária, definição de regras sobre a forma na qual irá ser dada a transferência de renda (renda direta ou auxílios), mapeamento dos indivíduos que terão acesso a esse tipo de benefício, dentre outros fatores; segundo, refere-se ao mecanismo ou forma adotada como política de redução de desigualdade.

Em relação ao primeiro ponto, pode-se destacar a economia brasileira como 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 16 anos.

Quanto ao segundo, é pertinente utilizar, mais uma vez, o caso brasileiro para ilustrar esse mecanismo. Um dos principais programas de transferência de renda adotados nesse país é o programa Bolsa Família, caracterizado por ser um programa direto de transferência de renda. Nesse caso, as famílias recebem mensalmente um dado valor monetário que, conforme dados do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS), esse benefício, em 2015, variou de R\$ 143,57 à R\$ 236,47. O fato de transferir renda para as famílias gera na economia um efeito multiplicador, típico de políticas keynesianas, promovendo uma expansão da renda no curto prazo.

Enfim, pretende-se mostrar com isso que os efeitos recentes da desigualdade no crescimento, provavelmente, são persistentes e não se alteraram

¹¹ A metodologia de Pesaran *et al.* (1999) 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.

de forma expressiva, sendo esperado que a influência desse termo seja maior em um curto espaço de tempo, principalmente, devido aos mecanismos adotados por esses países para reduzir a desigualdade. 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, em que 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 eles, 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 *et al.* (2005), Herzer e Vollmer (2012), Abida e Sghaier (2012) e Malinen (2012) que também encontraram uma relação negativa entre esses termos.

Na realidade, Frank *et al.* (2005) encontraram efeitos ambíguos para essa relação, mas esse fato foi resultante de especificações alternativas adotadas pelo autor. Este 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.

Outra conclusão que pode ser extraída dessa análise é que a escolaridade influencia positivamente a curto e em longo prazo o crescimento econômico. Além disso, esse componente tem maior impacto que a desigualdade de renda na explicação do crescimento dos países tratados.

5. Conclusão

É sabido que uma maior desigualdade de renda aumenta a instabilidade política e econômica de um país e a soma desses componentes contribuem para

inibir a realização de investimentos e geração de renda. Baseado nessa discussão, este artigo procurou investigar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico dos países da América Latina.

A principal conclusão desse estudo foi que, dentre todos os fatores investigados, apenas a escolaridade e a desigualdade de renda influenciaram, com significância estatística, o crescimento econômico. Essa conclusão foi obtida a partir de dois métodos de análise distintos (modelo de painel com efeitos aleatórios e análise de cointegração), mas que sugeriram resultados complementares, com escolaridade e desigualdade de renda afetando crescimento econômico de forma positiva e negativa, respectivamente.

Esse artigo abre espaço para outras discussões futuras, sendo elas: incorporar novos países na análise e verificar se os resultados se mantêm; fragmentar os países da América Latina em dois grupos (maior desigualdade e menor desigualdade), com o propósito de verificar se a influência da desigualdade no crescimento permanece válida ou outros fatores que possam ter maior relevância na explicação do crescimento econômico desses países, como o seguinte canal: a fragilidade do consenso social.

Referências

- ABIDA, Z.; IMEN, M. S. 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.
- AGHION, P.; PATRICK, B. Distribution and growth in models of imperfect capital markets. *European Economic Review*, v. 36, n. 2-3, p. 603-611, 1992.
- ALESINA, A.; ROBERTO, P. Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, v. 40, n. 6, p. 1203-1228, 1996.
- ALESINA, A.; DANI, R. Distributive politics and economic growth. Technical report. *National Bureau of Economic Research*, 1991.
- ARJONA, R.; MAXIME, L.; MARK, P. Growth, inequality and social protection. *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, p. S119-S139, 2003.
- BALTAGI, B. *Econometric analysis of panel data*. Hoboken: John Wiley & Sons, 2008.

- BANERJEE, A.; ESTHER, D. Inequality and growth: What can the data say?. *Journal of Economic Growth*, v. 8, n. 3, p. 267-299, 2003.
- BARRETO, F. A. F. D.; JORGE NETO, P. de M.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no Nordeste Brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, n. esp., 2001.
- BARRO, R. Economic growth in a cross section of countries. *Technical report, National Bureau of Economic Research*, 1989.
- BARRO, R. Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, v. 5, n. 1, p. 5-32, 2000.
- BARRO, R.; JONG, E. L. A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. *Journal of Development Economics*, v. 104, p. 184-198, 2013.
- BARRO, R. Determinants of economic growth in a panel of countries. *Annals of economics and finance*, v. 4, n. 2, p. 231-274, 2003.
- BESARRIA, C. N.; ERYKA, S. Testando a paridade do poder de compra: uma análise do modelo painel-cointegrado para os países da América Latina. *Encontro Regional de Economia Pernambucana*, 2015.
- BERG, A.; OSTRY, J. D. Inequality and unsustainable growth: Two sides of the same coin? *Journal of Economic Perspectives*, v. 31, n. 1, p. 103-126, 2017.
- BOURGUIGNON, F. The poverty-growth-inequality triangle. *New Delhi Working Papers*. Indian Council for Research on International Economic Relations, 2004.
- 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.
- CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *The Review of Economic Studies*, v. 32, n. 4, p. 233-240, 1965.
- CEPAL. Dados e Estatísticas, Indicadores Demográficos e Sociais. Disponível em: <https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/index.html?lang=es>, 2023. Acesso em: 20 fev. 2023.
- CHEN, B. An inverted-u relationship between inequality and long-run growth. *Economics Letters*, v. 78, n. 2, p. 205-212, 2003.

CINGANO, F. Trends in income inequality and its impact on economic growth. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, n. 163. Paris: OECD Publishing, 2014.

DE BEM, J. *Estado & economia na América Latina: a construção do pensamento neoestruturalista cepalino*. Viamão: Clio Livros, 2003.

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

DEININGER, K.; LYN, S. New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Hoboken: John Wiley & Sons, 2004.

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

FRANK, M. Income inequality and economic growth in the US: a panel cointegration approach. *Sam Houston State University Working Paper*, 05-03, 2005.

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.

GRÜNDLER, K.; PHILIPP S. Income inequality, economic growth, and the effect of redistribution. *Technical report, Würzburg Economic Papers*, 2015.

HALTER, D.; MANUEL, O.; JOSEF, Z. Inequality and growth: the neglected time dimension. *Journal of Economic Growth*, v. 19, n. 1, p. 81-104, 2014.

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

HESTON, A.; ROBERT, S.; BETTINA, A. *Penn world table version 6.2, center for international comparisons of production, income and prices*. Philadelphia: University of Pennsylvania, 2006.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003.

KLIKSBERG, B. El rol del capital social y de la cultura en el proceso de desarrollo. *Revista Venezolana de Gerencia*, v. 4, n. 9, p. 11-50, 1999.

KOOPMANS, T. On the concept of optimal economic growth. In: JOHANSEN, J. (Ed.). *The Econometric Approach to Development Planning*. Amsterdam: North Holland, 1965.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

LEVIN, A.; CHIEN-FU, L.; CHIA-SHANG, J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.

MALINEN, T. Estimating the long-run relationship between income inequality and economic development. *Empirical Economics*, v. 42, n. 1, p. 209-233, 2012.

MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MILANOVIC, B. *Global inequality: A new approach for the age of globalization*. Cambridge: Harvard University Press, 2016.

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, n. 3, p. 597-625, 2004.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. Is inequality harmful for growth? *The American Economic Review*, v. 84, n. 3, p. 600-621, 1994.

PEROTTI, R. Political equilibrium, income distribution, and growth. *The Review of Economic Studies*, v. 60, n. 4, p. 755-776, 1993.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. P. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, v. 94, n. 446, p. 621-634, 1999.

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

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

WIDER, U. *World income inequality database*. Helsinki: Wider, 2008.