

Desigualdade de renda e crescimento econômico: Uma análise para os países da América Latina
Julho de 2016
JEL: C00, C33, F43

Thiago Geovane Pereira Gomes

Mestre em Economia pela UFPE/CAA

E-mail: thiagogeovanep@gmail.com

Sonia Rebouças da Silva Melo

Doutora em Economia pela UFPE

Prof.(a) da Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

E-mail: soniareboucas@gmail.com

Cássio da Nóbrega Besarria

Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE

Prof. da Universidade Federal da Paraíba - UFPB

E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br

Telefone: (83) 32167453

Desigualdade de renda e crescimento econômico: Uma análise para os países da América Latina

Resumo

Esta pesquisa tem o propósito de investigar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico dos países da América Latina, no período de 1970 a 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 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 research aimed to investigate the effects of income inequality on the economic growth of selected countries of Latin America. A theoretical model with a non-monotonic adjustment trajectory of production is demonstrated, which lead to a linear model that represents the inequality-growth relationship. The empirical strategy consist in the use of aleatory and fixed effects estimators and in the application of the dynamic model to cointegrated panel. Results infer a negative and statistically significant relationship between inequality and growth of Latin American countries.

Keywords: Income inequality. Economic growth. Latin America.

Área 3 - Teoria Aplicada

JEL: C00, C33, F43

1 Introdução

No século XX surge o modelo de crescimento econômico proposto por Solow (1956) e esse propunha que o crescimento era função da acumulação de capital e do progresso tecnológico. Sendo que, a acumulação de capital, por si só, não era capaz de explicar ou sustentar o aumento permanente da taxa de crescimento do produto. A explicação para esse componente é dada pelo fato de que uma taxa de poupança maior pode promover um maior crescimento do produto por trabalhador, mas essa não tem nenhum efeito sobre a taxa de crescimento econômico de longo prazo, tal como pode ser observado em Solow (1956). Assim, o crescimento econômico de longo prazo exige progresso tecnológico sustentado.

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), Barro (2000), Barro et al. (2003), Chen (2003), 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. Nesse período, a América Latina caracterizava-se 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. A estratégia adotada pela região para reduzir as desigualdades sociais e promover crescimento econômico foi a de promover uma maior intervenção governamental (De Bem, 2003).

A junção dos fatores surgidos após a Segunda Guerra Mundial e as crises do petróleo, induziram à uma distribuição de renda historicamente desigual. Com dados da distribuição de renda por quintis 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 à 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.

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 (2004) e abordar de forma linear essa relação¹. A hipótese de Bourguignon (2004) 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 reversa² 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 em modelos de dados em painel para captar a relação de equilíbrio de longo prazo entre o binômio desigualdade-crescimento.

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

Além desta introdução, o artigo apresenta quatro outras seções. Na seção seguinte é apresentada a discussão teórica proposta por Halter et al. (2014) para expressar a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda. Em seguida, é apresentado o método de cointegração em dados de painel, proposto por Pedroni (2004) e o modelo de correção de erro para dados em painel proposto por Frank et al. (2005). Em particular, apresenta a base de dados utilizada e suas limitações. A seção 4 mostra e discute os principais resultados da estratégia empírica. Por fim, são tecidas as considerações finais deste trabalho.

2 Modelo Teórico

Nesta seção será exibida a discussão proposta por Halter et al. (2014), na qual esses procuram 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 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, 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 por:

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

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 produtivos (representado, por

¹Para 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)

²Este 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)].

³A 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.

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.

A variável de estado⁴ $D_t \in L, H$ representa o grau de desigualdade de ativos da economia, onde L significa um baixo grau de desigualdade e H um alto grau de desigualdade. Dessa segmentação surge um cenário representado por uma situação na qual a dotação dos pobres com baixo nível de desigualdade⁵ é maior que dotação dos pobres com alto nível de desigualdade, podendo ser descrito por, $\omega^p(L) > \omega^p(H)$.

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 que, para um caso de produtividade relativamente baixa, a utilização do ativo produtivo está abaixo de um ponto crítico denotado por ω^c .

Em termos formais, a tecnologia é caracterizada por uma função de produção

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

onde q é o produto; $X(G_t)$ representa o nível do bem público fornecido pelo governo; a^h e a^l representam elevado e baixo nível de produtividade, respectivamente.

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 $X(1) - X(0) \equiv \Delta X > 0$.

A produção agregada do setor privado é dada por

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

Note que a produção agregada é inferior ao seu primeiro melhor nível que é igual a $a^h X(G_t)$ quando ($a^h = a^l$). 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 público⁶. 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

⁴É 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 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.

⁵Alto nível de desigualdade de ativos induz um ambiente com instabilidade política, o que pode originar um menor nível de investimento nessa economia.

⁶Se $\omega^p(D_t) > \omega^c, D_t = L$ implica que o efeito de curto prazo da desigualdade sobre o crescimento econômico é negativo.

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.

São consideradas duas condições nesse modelo. A condição 1 (C1), representada pela equação (4), precisa ser considerada para que a desigualdade de renda tenha um efeito negativo no crescimento de longo prazo.

$$\frac{X(1) - X(0)}{X(1)\omega^p(L) - X(0)\omega^p(H)} > \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h} \quad (4)$$

Já a condição 2 (C2), representada pela equação (5), é considerada como condição do fornecimento do bem público na economia, logo,

$$\frac{\Delta X}{F} a^l (\pi \omega^p(L) + (1 - \pi) \omega^p(H)) \geq \frac{1}{\beta} > \frac{\Delta X}{F} a^l (\pi \omega^p(H) + (1 - \pi) \omega^p(L)) \quad (5)$$

A construção do modelo empírico linear consiste em três etapas: a função de produção agregada é linearizada, em seguida, é feita a ligação da desigualdade de ativos à desigualdade de renda e por último, a ligação da desigualdade de renda com o crescimento do produto.

Para linearizar o modelo deve-se assumir que $\omega^p(D_t) = 1 - D_t$, 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.

Inicialmente, deve-se tomar os logaritmos de ambos os lados da equação (3). Depois, rearrumando os termos, tem-se:

$$\mathcal{Y}_t \equiv \ln \mathbb{Y}_t = \ln \left(1 - \frac{\sigma(a^h - a^l)\omega^p(D_t)}{a^h} \right) + \ln \left(\frac{X(G_t)}{X(0)} \right) + \ln a^h + \ln X(0) \quad (6)$$

É importante ressaltar 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 (6), é possível obter

$$\mathcal{Y}_t = \ln \mathbb{Y}_t = \ln \left(1 - \frac{\sigma(a^h - a^l)(1 - D_t)}{a^h} \right) + \ln \left(1 + \frac{\Delta(X)}{X(0)} \frac{H - D_{t-1}}{H - L} \right) + \ln a^h + \ln X(0) \quad (7)$$

logo, \mathcal{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 $\left[\frac{a^h - a^l}{a^h} \right]$ e $\left[\frac{\Delta(X)}{X(0)} \right]$ não sejam tão grandes, \mathcal{Y}_t pode ser estreitamente aproximado por uma função linear. Em particular,

$$\mathcal{Y}_t \cong \theta_1 D_t + \theta_2 D_{t-1} + \mu \quad (8)$$

onde $\theta_1 \equiv \frac{\sigma(a^h - a^l)}{a^h}$, $\theta_2 \equiv \frac{-\Delta(X)}{X(0)(H-L)}$ e μ inclui os termos constantes⁷. Ressalta-se 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.

A discussão teórica apresentada inclui dois canais através do qual a desigualdade de ativo afeta o desempenho econômico. Porém, os modelos empíricos de desigualdade e crescimento, como os de Alesina e Rodrik (1991), Alesina e Perotti (1996), incluindo o estimado na seção 3, geralmente

⁷Se a condição (C2) for violada, nunca haverá uma mudança no nível do bem público. Como resultado, θ_2 será igual a zero (enquanto θ_1 permanece inalterado).

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

$$D_t^y = \frac{\mathbb{Y}(D_t, G_t) - a^l \omega^P(D_t) X(G_t)}{\mathbb{Y}(D_t, G_t)} \quad (9)$$

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 de D_t :

$$D_t^y = \frac{a^h - a^l}{a^h} + \frac{a^l}{a^h} D_t \quad (10)$$

A estrutura da equação (10) 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, sendo esse componente representado pelo termo constante do lado direito de (10). A aproximação obtida na equação (10) foi possível considerando-se o fato que $\frac{a^h - a^l}{a^h}$, σ e ω^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 (10) através de um termo aditivo (constante ou variável). Obviamente, quanto maior a variabilidade deste termo (relativo à variabilidade de D_t), menor é a qualidade de D_t^y como *proxy* para D_t em um cenário empírico.

A expressão (8) nos permite relacionar o logaritmo do nível corrente do produto, \mathcal{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 (10) e substituindo na equação (8), obtém-se

$$\mathcal{Y}_t \cong \delta_1 D_t^y + \delta_2 D_{t-1}^y + \nu \quad (11)$$

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 ν 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 (11) expressa o nível do logaritmo do produto, \mathcal{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 $\mathcal{Y}_t - \mathcal{Y}_{t-1}$) controlado para \mathcal{Y}_{t-1} ⁸. Existem várias maneiras de adaptar o nosso quadro com a finalidade de obter uma especificação padrão. Uma delas é considerar as hipóteses usadas por [Aghion e Bolton \(1992\)](#), na qual eles assumem que a produtividade atual da empresa é afetada por atividades de produção agregada passada, através 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.

Para encontrar a especificação padrão usada na literatura empírica tem-se que adicionar um parâmetro multiplicativo A_t na função de produção, que não depende do uso do ativo produtivo, sendo representado por $A_t = (\mathbb{Y}_{t-1})^\varphi$, com $\varphi \in [0, 1)$. Então, a relação entre o crescimento do produto e a desigualdade é dada por

⁸O controle padrão de convergência serve para testar a hipótese de convergência condicional, sendo necessário o uso do PIB *per capita* defasado.

$$y_t - y_{t-1} \cong \gamma y_{t-1} + \delta_1 D_t^y + \delta_2 D_{t-1}^y + \nu \quad (12)$$

onde $\gamma \equiv \varphi - 1 < 0$. O parâmetro φ não sendo muito grande, implica que a condição (C2) leva à flutuações econômicas, conforme descrito na proposição que trata do equilíbrio político-econômico⁹. É possível perceber que a equação (12) é equivalente à equação (11) 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.

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 (12) em um modelo de dados em painel. Podendo ser representada por:

$$y_{it} - y_{it-1} = \gamma y_{it-1} + d_{it} + d_{it-1} + \delta' x_{it-1} + \zeta_t + (\eta_t + v_{it}) \quad (13)$$

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.

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, o vetor x_{it-1} é formado pelas variáveis que representam as características de cada país, tais como: escolaridade, formação bruta de capital fixo e as distorções de mercado, tal como proposto por Halter et al. (2014); um efeito período-específico ζ_t é usado para capturar mudanças comuns de produtividade em todos os países; um efeito país-específico η_t que captura características não-observadas e invariantes no tempo de um país e um termo de erro idiossincrático v_{it} .

Esse é um ponto que diferencia esse artigo do proposto por Halter et al. (2014). 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), este estudo utilizou as séries ano a ano¹⁰, 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. Para esse fim, foi utilizado o modelo de correção de erros para dados em painel, tal como proposto por Frank et al. (2005).

⁹O equilíbrio político-econômico mostra as 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, $G(t+1) = G^P(H, G_t) = 0$)

¹⁰A 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.

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 essa dividida em duas etapas iniciais: testes de 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. \(2003\)](#).

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 \(2004\)](#). Mais detalhes sobre o uso dessas variáveis no modelo de correção de erro serão dados na seção que trata dos resultados.

Para o caso de as séries serem cointegradas, então a discussão se volta para a análise proposta por [Frank et al. \(2005\)](#). Esse visa apresentar o estimador *mean group* (MG) e o *pooled mean group* (PMG), proposto por [Pesaran et al. \(1999\)](#), 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 [Haldrup et al. \(2014\)](#).

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

$$\bar{y}_{i,t} = \theta_{0,i} + \theta_{1,i}esc_{it} + \theta_{2,i}d_{it} + u_{it} \quad (14)$$

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

Caso os testes de estacionariedade indicarem que o crescimento econômico, escolaridade e a desigualdade são integradas de mesma ordem, $I(1)$, por exemplo, e cointegradas, logo o termo de erro é um processo $I(0)$ para todo i . Impondo uma defasagem sobre todos os termos, a equação autorregressiva de defasagem distribuída (1,1,1) é:

$$\bar{y}_{i,t} = \gamma_i + \delta_{10,i}esc_{i,t} + \delta_{11,i}esc_{i,t-1} + \delta_{20,i}d_{it} + \delta_{21,i}d_{i,t-1} + \lambda_i\bar{y}_{i,t-1} + u_{it} \quad (15)$$

A principal característica de variáveis cointegradas é a sua capacidade de resposta à qualquer desvio do equilíbrio de longo prazo. Esta característica implica em 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 abaixo.

A equação resultante do modelo de correção de erro é

$$\Delta\bar{y}_{i,t} = \phi[\bar{y}_{i,t-1} - \theta_{0,i} - \theta_{1,i}esc_{i,t-1} - \theta_{2,i}d_{i,t-1}] + \delta_{11,i}\Delta esc_{i,t-1} + \delta_{21,i}\Delta d_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad (16)$$

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

O parâmetro ϕ_i representa a velocidade de ajustamento. Se as variáveis apresentam 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 $\theta_{1,i}$ e $\theta_{2,i}$.

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, tal como pode ser observado na Tabela (1). A variável PIB real *per capita* é usada na forma logarítmica em dólares correntes e foi obtida no *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 et al. (2003), concluíram que a hipótese de convergência absoluta proposta pelo modelo de crescimento de Solow (1956), Koopmans et al. (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, 2015).

Tabela 1: Descrição das variáveis

Variáveis	Símbolo	Sinal Esperado
Taxa de crescimento econômico	$[y_t - y_{(t-1)}]*100$	
Coeficiente de Gini	$d_{i,t}$	(-)
PIB <i>per capita</i>	$y_{(t-1)}$	(-)
Escolaridade	$esc_{(t-1)}$	(+)
Investimento	$FBKF_{(t-1)}$	(+)
Instabilidade política	$PI_{(t-1)}$	(-)

Fonte: Elaboração própria

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 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 (2013).

A Formação Bruta de Capital Fixo, também retirada do WDI do Banco Mundial, é usada como *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 pelos 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*.

Já o nível de preços de investimento é medido pela variável instabilidade política (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. 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 e 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, e não menos importante, 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), 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 (Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela) que compõem a América Latina entre 1970 e 2010.

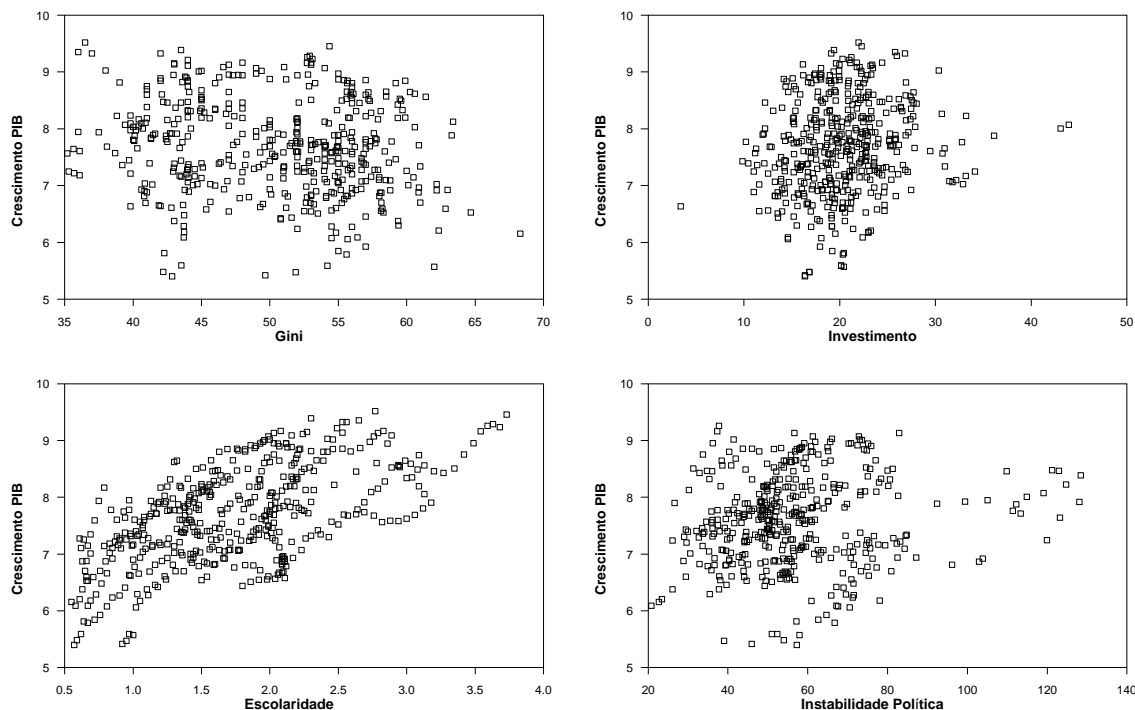


Figura 1: Relações entre a taxa de crescimento do PIB e os seus determinantes (índice de Gini, investimento, escolaridade e instabilidade política)

Fonte: Elaboração própria

A Figura (1) 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, conseqüentemente, aumentam o crescimento econômico.

Essas são análises meramente exploratórias e não expressam relação causal entre os termos, 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 (2) expõe os resultados dos testes de raiz unitária propostos por Levin, Li e Chu, Breitung e IPS.

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 $I(1)$.

Tabela 2: Teste de raiz unitária em painel

Variáveis	Levin, Li e Chu	Breitung	IPS	Conclusão
PIB	-1.41	-8.26	-5.70	$I(1)$
<i>p-valor</i>	(0.06)	(0.00)	(0.00)	
Gini	-18.13	-8.42	-10.28	$I(1)$
<i>p-valor</i>	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
Investimento	-12.14	-6.65	-10.90	$I(1)$
<i>p-valor</i>	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
Escolaridade	1.06	-2.44	-0.95	$I(1)$
<i>p-valor</i>	(0.85)	(0.00)	(0.08)	
Instab. política	-8.91	-4.63	-8.25	$I(1)$
<i>p-valor</i>	(0.00)	(0.00)	(0.00)	

Fonte: Elaboração própria

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 (3).

As colunas 2, 3 e 4 apresentam os resultados das estimações da expressão (13). 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 o índice de Gini contemporâneo e o defasado, tal como proposto por Halter et al. (2014) e a coluna (4) expõem apenas os efeitos passados da desigualdade. 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, diferente desse estudo. Mais detalhes serão dados adiante.

Tabela 3: Modelos em painel aleatório e fixo

	Efeito fixo	Efeito aleatório	Efeito aleatório
Constante	-	7.4510	7.9688
<i>p-valor</i>	-	(2.1738)	(1.8051)
y_{t-1}	-0.3857	-0.3896	-0.6137
<i>p-valor</i>	(0.2178)	(0.1702)	(0.1293)
d_t	-0.0984	-0.1117	-
<i>p-valor</i>	(0.1285)	(0.1056)	-
d_{t-1}	-0.3100	-0.3002	-0.1867
<i>p-valor</i>	(0.1898)	(0.1500)	(0.1163)
$FBKF_{t-1}$	-0.2558	-0.2662	-0.1422
<i>p-valor</i>	(0.2661)	(0.2104)	(0.1888)
esc_{t-1}	0.1154	0.1135	0.0734
<i>p-valor</i>	(0.0465)	(0.0281)	(0.0180)
PI_{t-1}	-0.0002	-0.0002	-0.0001
<i>p-valor</i>	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
t	-0.0082	-0.0001	0.0004
<i>p-valor</i>	(0.0299)	(0.0029)	(0.0024)
Teste de Hausman	-	7.58	12.27
Nível de significância	-	0.37	0.10
Nº de observações	41	41	41
Nº de grupos	11	11	11
Teste F de Chow	2.0205	-	-
R^2 (within)	0.6689	-	-

Fonte: Elaboração própria

Antes de apresentar a discussão dos resultados obtidos é importante ressaltar que foi aplicado o teste de Hausman, representado na Tabela (3), 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 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.

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 (1989) e Arjona et al. (2003), onde 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 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 artigo. Portanto, de acordo com a Tabela (3), o aumento da renda real passada em 1% reduz a taxa de crescimento contemporâneo em, aproximadamente 0,39%, *ceteris paribus*.

O primeiro resultado encontrado para o $gini_t$ não capta o efeito positivo da desigualdade de

renda no crescimento, tal como proposto por Halter et al. (2014)¹¹. Uma justificativa teórica para o resultado negativo da desigualdade no curto prazo é dada pelo fato de a América Latina encontrar-se em um cenário no qual a produtividade do pobre é relativamente alta e a utilização desse ativo produtivo pode ficar acima da dotação ou ponto crítico (ω^c), podendo também ser representado por $\omega^P(D_t) > \omega^c$, sendo $D_t = L$.

Quanto ao modelo (2), representado na quarta coluna, percebe-se que a retirada do termo contemporâneo da desigualdade não alterou o efeito de curto prazo desse indicador no crescimento econômico de longo prazo¹².

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 $\theta_1 + \theta_2 < 0$).

Halter et al. (2014) chama atenção para o fato de que muitos dos efeitos negativos de longo prazo da desigualdade no crescimento, transmitidos através dos canais discutidos anteriormente, são típicos de economias pobres. Em economias avançadas, onde 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 períodos 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).

Esse impacto negativo da desigualdade têm implicações relevantes para os formuladores de políticas públicas 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.

Instituições como o Banco Mundial, Banco Interamericano de Desenvolvimento, CEPAL e OCDE ressaltam que a solução para transformar a América Latina em um ambiente com maior nível de bem-estar dá-se via diminuição da desigualdade de renda, com maiores investimentos em 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.

¹¹Halter et al. (2014) ressaltou 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: $\frac{X(1)-X(0)}{X(1)\omega^P(L)-X(0)\omega^P(H)} > \sigma \frac{a^h - a^l}{a^h}$.

¹²Halter 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.

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 0.11% e 0.07%, de acordo com os modelos com efeito aleatório, expressos na Tabela (3).

Com relação ao nível de preços de investimentos (PI_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. Esta variável serviu para testar a existência dos efeitos negativos da instabilidade política, golpes, corrupção sobre o crescimento econômico. 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.

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 (3), 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 subseqüentes irão tratar exclusivamente da relação entre estas variáveis, se distanciando da proposição teórica sugerida por Halter et al. (2014). A Tabela (4) 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 (4), as quatro primeiras estatísticas de teste são calculadas pela dimensão *within* e as três últimas são calculadas pela dimensão *between*.

Tabela 4: Teste de cointegração em painel de Pedroni (2004)

Teste <i>within</i>	Estatística de teste	Valor crítico
Estatística - ν	0.96	2.19
Estatística - ρ	-8.89	2.19
Estatística - PP	-15.80	2.19
Estatística - ADF	-13.51	2.19
Teste <i>between</i>		
Estatística - ρ	-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 cointe-

gração 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 econômico¹³.

Essa é uma discussão recente e há poucos estudos na literatura direcionados a análise do equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis, sendo apresentada uma discussão mais aprofundada sobre essa temática nos estudos propostos por Frank et al. (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 (5) serão apresentadas as três estimativas que procuram mensurar esses efeitos, 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 mesmas¹⁴.

Tabela 5: Estimativas *Pooled* Alternativas

ARDL (1,1,1)	MG	PMG	DFE
Efeito Escolaridade (e_{it})	0.02052	0.00911	0.03188
Desvio padrão	(0.0197)	(0.00712)	(0.01353)
Efeito Desigualdade (d_{it})	-0.00153	-0.0018	-0.19031
Desvio padrão	(0.00009)	(0.0004)	(0.09445)
Velocidade de ajustamento (ϕ_i)	-0.62394	-0.53966	-1.68874
Desvio padrão	(0.07557)	(0.06482)	(0.12355)
Log verossimilhança	-133.91	-160.48	-69.29
Nº de parâmetros estimados	77	57	17

Fonte: Elaboração própria

Como pode ser observado na Tabela (5), 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 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 curto prazo sobre o crescimento econômico, é possível perceber que o aumento unitá-

¹³A 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. A primeira análise desse artigo 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 .

¹⁴Baltagi (2008) 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 .

rio percentual na desigualdade era responsável por uma redução de 0.30% na taxa de crescimento econômico.

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 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, 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 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. \(2005\)](#) 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 ($gini_{it} \cdot y_{it}$) 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 no curto e no 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, 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 passam a ter maior relevância na explicação do crescimento econômico desses países.

Referências

- Abida, Zouheir e Imen Mohamed Sghaier (2012), "Economic growth and income inequality: Empirical evidence from north african countries." *Zagreb International Review of Economics and Business*, 15, 29–44.
- Aghion, Philippe e Patrick Bolton (1992), "Distribution and growth in models of imperfect capital markets." *European Economic Review*, 36, 603–611.
- Alesina, Alberto e Roberto Perotti (1996), "Income distribution, political instability, and investment." *European economic review*, 40, 1203–1228.
- Alesina, Alberto e Dani Rodrik (1991), "Distributive politics and economic growth." Technical report, National bureau of economic research.
- Arjona, Roman, Maxime Ladaïque, e Mark Pearson (2003), "Growth, inequality and social protection." *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, S119–S139.
- Baltagi, Badi (2008), *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- Banerjee, Abhijit V e Esther Duflo (2003), "Inequality and growth: What can the data say?" *Journal of economic growth*, 8, 267–299.
- Barreto, Flávio Ataliba FD, Jorge Neto, Paulo de Melo, e Edinaldo Tebaldi (2001), "Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro."
- Barro, Robert J (1989), "Economic growth in a cross section of countries." Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Barro, Robert J (2000), "Inequality and growth in a panel of countries." *Journal of economic growth*, 5, 5–32.

- Barro, Robert J e Jong Wha Lee (2013), "A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010." *Journal of development economics*, 104, 184–198.
- Barro, Robert J et al. (2003), "Determinants of economic growth in a panel of countries." *Annals of economics and finance*, 4, 231–274.
- Besarria, Cássio Nóbrega e Éryka Sobral (2015), "Testando a paridade do poder de compra: uma análise do modelo painel-cointegrado para os países da américa latina." *Encontro Regional de Economia Pernambucana*.
- Bourguignon, François (2004), "The poverty-growth-inequality triangle, paper presented at the indian council for research on international economic relations, new delhi, february 4, 2004." *Washington, DC, World Bank*.
- Breitung, Jörg (1999), "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.
- Cass, David (1965), "Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation." *The Review of economic studies*, 32, 233–240.
- Chen, Been-Lon (2003), "An inverted-u relationship between inequality and long-run growth." *Economics Letters*, 78, 205–212.
- Cingano, Federico (2014), "Trends in income inequality and its impact on economic growth."
- De Bem, Judite Sanson (2003), *Estado & economia na América Latina: a construção do pensamento neoestruturalista cepalino*. Clio Livros.
- Deiningen, Klaus e Lyn Squire (1996), "A new data set measuring income inequality." *The World Bank Economic Review*, 10, 565–591.
- Deiningen, Klaus e Lyn Squire (1998), "New ways of looking at old issues: inequality and growth." *Journal of development economics*, 57, 259–287.
- Forbes, Kristin J (2000), "A reassessment of the relationship between inequality and growth." *American economic review*, 869–887.
- Frank, Mark W et al. (2005), "Income inequality and economic growth in the us: A panel cointegration approach." *Sam Houston State University Working Paper*, 05–03.
- Galor, Oded (2010), "The 2008 lawrence r. klein lecture? comparative economic development: Insights from unified growth theory*." *International Economic Review*, 51, 1–44.
- Gründler, Klaus e Philipp Scheuermeyer (2015), "Income inequality, economic growth, and the effect of redistribution." Technical report, Würzburg Economic Papers.
- Halter, Daniel, Manuel Oechslin, e Josef Zweimüller (2014), "Inequality and growth: the neglected time dimension." *Journal of Economic Growth*, 19, 81–104.
- Herzer, Dierk e Sebastian Vollmer (2012), "Inequality and growth: evidence from panel cointegration." *The Journal of Economic Inequality*, 10, 489–503.

- Heston, Alan, Robert Summers, e Bettina Aten (2006), "Penn world table version 6.2, center for international comparisons of production, income and prices." *Philadelphia: University of Pennsylvania*.
- Im, Kyung So, M Hashem Pesaran, e Yongcheol Shin (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels." *Journal of econometrics*, 115, 53–74.
- Kliksberg, Bernardo (1999), "El rol del capital social y de la cultura en el proceso de desarrollo." *Revista venezolana de gerencia*, 4.
- Koopmans, Tjalling C et al. (1965), "On the concept of optimal economic growth."
- Kuznets, Simon (1955), "Economic growth and income inequality." *The American economic review*, 45, 1–28.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin, e Chia-Shang James Chu (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties." *Journal of econometrics*, 108, 1–24.
- Lucas, Robert E (1988), "On the mechanics of economic development." *Journal of monetary economics*, 22, 3–42.
- Malinen, Tuomas (2012), "Estimating the long-run relationship between income inequality and economic development." *Empirical Economics*, 42, 209–233.
- Mankiw, N, D Romer, e D Weil (1992), "A contribution to the empirics of economic growth." *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407–437.
- Pedroni, Peter (2004), "Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis." *Econometric theory*, 20, 597–625.
- Perotti, Roberto (1993), "Political equilibrium, income distribution, and growth." *The Review of Economic Studies*, 60, 755–776.
- Pesaran, M Hashem, Yongcheol Shin, e Ron P Smith (1999), "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels." *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621–634.
- Romer, Paul (1993), "Idea gaps and object gaps in economic development." *Journal of monetary economics*, 32, 543–573.
- Solow, Robert M (1956), "A contribution to the theory of economic growth." *The quarterly journal of economics*, 65–94.
- Wider, UNU (2008), "World income inequality database." *WIDER, Helsinki*.