

Crescimento econômico e distribuição de renda na América Latina: análise no período 1992-2010

Economic growth and income inequality in Latin American

Moisés Pais dos SANTOS [1](#); Marina Silva da CUNHA [2](#); Sérgio Ricardo de Brito GADELHA [3](#)

Recibido: 19/10/16 • Aprobado: 12/11/2016

Conteúdo

- [1. Introdução](#)
- [2. Efeitos da desigualdade sobre o crescimento](#)
- [3. Metodologia](#)
- [4. Resultados e discussões](#)
- [5. Considerações finais](#)

Referências

RESUMO:

O presente trabalho tem como objetivo analisar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico nos países latino-americanos, procura-se testar as hipóteses dos modelos teóricos que abordam os efeitos indiretos da desigualdade sobre as taxas de crescimento econômico. Entre esses modelos, destacam-se o de economia política, de mercados imperfeitos de crédito, o de conflito social e o modelo de diferencial de fertilidade. A metodologia utilizada foi a técnica de econometria de dados em painel. No que tange aos efeitos indiretos da desigualdade sobre o crescimento, foi constatado um efeito negativo e estatisticamente significativo do desenvolvimento do sistema financeiro e da fertilidade. Sendo assim, não foi possível rejeitar as hipóteses dos modelos de mercados imperfeitos de crédito e de fertilidade.

Palavras-chave: crescimento econômico, distribuição de renda, América Latina

ABSTRACT:

This study aims to analyze the effects of income inequality on economic growth in Latin American countries as well as test the hypotheses of the theoretical models that address the indirect effects of inequality on economic growth rates. The models like the political economy, imperfect credit markets, social conflict and the fertility model are important to understand these indirect effects of inequality. The methodology used was the econometric technique of panel data by different specifications to additionally test the hypothesis of convergence of income and non-linearity in the relationship between growth and inequality. With regard to the indirect effects of inequality on growth, a negative and statistically significant effect of the development of the financial system and fertility it was found. Therefore, it was not possible to reject the assumptions of the models of imperfect credit markets and fertility.

Keywords: political economy, imperfect credit markets, transmission channels, fertility

1. Introdução

No limiar do século XXI, a América Latina se destaca por ser a região com a maior desigualdade na distribuição de renda do mundo com graves consequências sobre o padrão de vida, incidência de pobreza e exclusão social. As raízes da desigualdade se encontram nos processos anteriores de desenvolvimento econômico, no entanto, não há consenso quanto às suas causas (Fitzgerald, 2009).

Os limites impostos ao acesso tecnológico e ao mercado financeiro refletiram no fato de que quinze dos dezessete países latino-americanos experimentaram taxas negativas de crescimento nos anos de 1980. A década de 1990 foi uma década de reforma e recuperação. Com exceção do Equador, Paraguai e Colômbia, todos os países da América Latina experimentaram taxas de crescimento na década de 1990 com relação à década anterior. Loayza, Fajnzylber & Calderón (2004) lembram que os países que se destacaram com sua performance econômica têm em comum o fato de que conduziram reformas orientadas para o mercado e/ou passaram pelo processo de estabilização econômica. Conforme Bielschowsky (2000), a década de 1990 se caracteriza pelo processo de reformas que inclui a abertura comercial e financeira, flexibilidade no mercado de trabalho e privatização. Acemoglu, Johnson & Robinson (2001), alinhados com o pensamento neoinstitucionalista, destacam que as causas da desigualdade estão relacionadas com o tipo de colonização que os países sofreram: de exploração ou de ocupação com o estabelecimento de instituições de propriedade privada.

Ainda segundo a corrente institucionalista, as instituições se diferenciavam com a elevada concentração de poder político nas mãos de poucos que usam esse poder para extrair recursos do restante da população. Essas diferenças, por sua vez, explicam a reversão na renda causada pela colonização europeia ao longo de quinhentos anos quando as civilizações da América Central, dos Andes, da Índia e do sudeste da Ásia eram mais urbanizadas e mais ricas que aquelas localizadas na América do Norte, Austrália, Nova Zelândia e no cone Sul da América Latina.

Conforme Acemoglu & Robinson (2009), os países com instituições melhores, direitos de propriedade bem definidos e menos distorções políticas tendem a investir mais em capital físico e humano e, também, realizar uma alocação mais eficiente dos recursos. Muitos países latino-americanos experimentaram frequentes mudanças em suas instituições políticas. Dentre essas mudanças políticas podem ser citadas o fim do colonialismo europeu, a promulgação das constituições para a formação das repúblicas, experiência de regimes democráticos e ditatoriais. No entanto, essas mudanças políticas não implicaram necessariamente em mudanças nas instituições econômicas, as quais apresentaram certa resiliência diante de mudanças políticas mais profundas. Uma das explicações para esse comportamento seria a assimetria existente entre a elite que se beneficia das instituições políticas ao evitar instituições democráticas. A solução para esse impasse, segundo esses pesquisadores, reside na implantação simultânea de reformas políticas e econômicas.

De fato, a má distribuição de renda é um fenômeno complexo cujo impacto sobre o crescimento econômico pode ser positivo ou negativo a depender do tamanho e riqueza das economias. O tipo de impacto pode ser melhor compreendido através dos mecanismos de transmissão dos efeitos da desigualdade para o crescimento econômico. Alguns modelos teóricos foram desenvolvidos com o objetivo de explicar a transmissão dos efeitos indiretos da desigualdade. Entre os modelos que advogam efeitos negativos da desigualdade para o crescimento econômico se destacam o modelo de economia política, o modelo de mercados imperfeitos de crédito, o modelo de conflito social e, também, o modelo de fertilidade. Por sua vez, segundo Aghion *et al.* (1999), os modelos que destacam efeitos positivos da desigualdade para o crescimento estão fundamentados em três hipóteses: de que a propensão marginal a poupar é maior entre os mais ricos, custos indivisíveis de investimentos e relação inversa entre eficiência e equidade. Estudos recentes, como por exemplo os de Barro (2000) e o de Galor (2010), apontam que a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico é não linear e

que, baseando-se em modelos teóricos, enquanto alguns fatores explicam a relação negativa entre desigualdade e crescimento, outros aspectos justificam a relação positiva entre essas variáveis.

Neste contexto, esta pesquisa está norteada pela seguinte questão: de que forma e em que magnitude os mecanismos de transmissão dos efeitos da desigualdade de renda tem impactado nas taxas de crescimento econômico na América Latina ao longo do período 1992-2010? O período inicial escolhido para a delimitação temporal se refere ao fato de constituir um marco temporal importante com a intensificação do processo de globalização materializada na liberalização comercial e, também, pelo fato dessas economias já terem absorvido experiências importantes na década de 1970, com o processo de abertura econômica, e, nos anos de 1980 com as diversas crises de dívida externa que interromperam muitas das experiências liberalizantes.

Assim, este trabalho tem como objetivo geral analisar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico nos países latino-americanos ao longo do período 1992-2010 bem como testar as hipóteses dos modelos teóricos que abordam os mecanismos de transmissão dos efeitos negativos e positivos da desigualdade sobre as taxas de crescimento econômico. O estudo da distribuição de renda na América Latina se justifica por sua forte heterogeneidade, tanto na estrutura produtiva quanto na social, política e cultural, constituindo-se em uma das mais desiguais do mundo e que tem encontrado dificuldades para promover o crescimento econômico, mesmo no período pós-reformas estruturais e macroeconômicas. Neste trabalho, diferentemente dos demais, explora-se a relação entre desigualdade e crescimento com foco nos mecanismos de transmissão da desigualdade de renda para o crescimento econômico.

Portanto, o estudo contribui à literatura sobre o tema ao abordar os efeitos diretos e indiretos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico nos países latino-americanos, testando conjuntamente as diversas hipóteses dos modelos teóricos que abordam os mecanismos de transmissão dos efeitos negativos e positivos da desigualdade sobre as taxas de crescimento econômico. A partir de regressões de crescimento estimadas para dados em painel estático e dinâmico, procura-se testar a convergência condicional da renda, a importância dos efeitos da desigualdade para o crescimento econômico e, também, testam-se os modelos teóricos que abordam a transmissão da desigualdade: economia política (teorema do eleitor mediano), o modelo de mercados imperfeitos de crédito, o modelo de conflito social e, também, o modelo de diferencial de fertilidade. Quanto à estruturação, o trabalho contém cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção são apresentados os principais modelos teóricos que abordam os efeitos positivos e negativos da desigualdade sobre o crescimento econômico; na terceira seção, apresentam-se os dados e os procedimentos metodológicos. Na quarta seção, os principais resultados obtidos a partir das regressões de dados em painel são apresentados e discutidos. A última seção ficou reservada para as considerações finais.

2. Efeitos da desigualdade sobre o crescimento

Ainda não existe um consenso na literatura econômica quanto aos efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico. Enquanto uma corrente teórica advoga que esses efeitos são positivos, outra defende que a desigualdade é prejudicial ao desempenho econômico. Logo, a presente subseção tem como objetivo apresentar os principais argumentos dessas abordagens teóricas.

Segundo Aghion *et al.* (1999) e Caselli (2006) existem argumentos na literatura sugerindo que a desigualdade melhora o crescimento. O primeiro deles foi desenvolvido por Kaldor (1957), baseia-se na ideia de que mais desigualdade favorece a acumulação de capital porque o rico tem uma propensão marginal a poupar mais elevada que o pobre, resultando num rápido crescimento econômico. Esse comportamento do rico, por sua vez, está baseado nas hipóteses do nível de consumo de subsistência e do ciclo de vida-poupança. Dado um elevado grau de desigualdade de renda inicial, o comportamento dos indivíduos mais ricos propicia poupança

agregada mais elevada e, conseqüentemente, acumulação e crescimento. Considerando uma relação positiva entre poupança e investimento, quanto mais a renda estiver concentrada, maior será a taxa de poupança e, conseqüentemente, maior a taxa de crescimento econômico. Conforme Thorbecke & Charumilind (2002), nas teorias de crescimento tradicionais, taxas de poupança mais elevadas promovem investimento e crescimento econômico mesmo que seja temporalmente, na transição para um novo estado estacionário (modelo de Solow), ou, permanentemente, conforme sugerem os modelos de crescimento endógeno. Enquanto a poupança consiste num dos canais diretos pelo qual a desigualdade afeta o crescimento; a redistribuição de renda, o conflito social e a instabilidade política exemplificam alguns dos canais indiretos.

Outro argumento que defende a importância da desigualdade para o crescimento está relacionado com os custos indivisíveis do investimento ao estabelecer que a polarização da riqueza é necessária para desenvolver novas atividades e tecnologia. Dessa forma, segundo Cruz, Teixeira & Monte-Mor (2015), a distribuição igualitária da renda pode inviabilizar novas atividades econômicas, implicando em perda de eficiência produtiva, retraindo as taxas de crescimento. Considerando que determinados projetos possuem elevado custo fixo por causa das escalas produtivas necessárias para a sua realização, somente os empresários mais ricos poderiam colocá-los em prática, pois, a renda mais elevada ameniza as restrições ao crédito que elevam os custos de realizar os empreendimentos. Entretanto, esse argumento tem sido alvo de críticas, pois, elevado risco pode implicar em perda de eficiência. Ainda com relação aos efeitos diretos e positivos da desigualdade para o crescimento, um terceiro argumento diz que existe uma relação inversa entre eficiência e equidade, pois, na presença de risco moral, os esforços dos trabalhadores não podem ser monitorados e, então, um esquema de incentivos, ao estimular os indivíduos a trabalhar mais, maximiza a produção agregada, impactando o crescimento e intensificando o grau de desigualdade salarial. Em sociedades mais igualitárias, os indivíduos não teriam incentivos necessários para empregar seus esforços produtivos. Por outro lado, as abordagens sobre o efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento econômico utilizam como hipótese o fato de que a distribuição de renda influencia os níveis de investimento da economia, quer sejam em capital físico ou humano, dos quais se destacam: mercado de crédito imperfeito, economia política, instabilidade social e fertilidade.

Diversos estudos enfatizam o papel do mercado imperfeito de crédito na relação negativa entre distribuição de riqueza e taxa de crescimento econômico de longo prazo, entre eles, destacam-se aqueles realizados por Aghion & Bolton (1992), Galor & Zeira (1993) e Piketty (1997). Nesta perspectiva, conforme Castro e Porto (2007), a capacidade limitada para tomar empréstimos influencia a taxa de retorno dos investimentos. Esse limite é dado pelas garantias que os emprestadores exigem diante do problema de assimetria de informação, mais especificamente o risco moral. Diante do problema de informação assimétrica, somente empresários com nível de riqueza pessoal suficientemente elevado estão habilitados a financiar seus projetos, excluindo automaticamente do mercado de crédito, aqueles indivíduos mais pobres e detentores de projetos produtivos específicos com certa probabilidade de sucesso e que poderiam contribuir para o crescimento econômico. Sendo assim, as desigualdades na propriedade de riqueza reduzem o investimento agregado ao impedir a participação de indivíduos em projetos rentáveis dada a incapacidade destes em fornecer garantias para diminuir o risco da assimetria de informação. Portanto, a desigualdade pode retardar o crescimento diante da restrição ao crédito.

Ademais, outro efeito negativo para a desigualdade seria o financiamento do capital humano. Para Galor & Zeira (1993), os mercados de crédito são imperfeitos na medida em que a taxa de juros para os tomadores de empréstimos é maior que aquela praticada pelos emprestadores. Isso implica no fato de que a distribuição de riqueza afeta a atividade econômica tanto no curto, como no longo prazo. Se a tomada de empréstimo é difícil e custosa, aqueles que herdam riqueza e não precisam tomar dinheiro emprestado têm melhor acesso ao investimento em capital humano como verificado por Becker (1975), Atkinson (1975) e Loury (1981).

Segundo Perotti (1993), o canal pelo qual a desigualdade pode afetar as taxas de crescimento é mediante a acumulação de capital humano e seus efeitos na produtividade. Os indivíduos decidem quanto investir em capital humano com base no retorno futuro de suas produtividades marginais. Uma situação em que prevalece elevada desigualdade conduziria a um equilíbrio político em que os impostos mais elevados sobre os ganhos de capital iriam impedir que os indivíduos recebessem os retornos sobre o seu investimento em capital humano (ou pelo menos uma parte dele), diminuindo com isso, os incentivos para a acumulação, afetando negativamente a produtividade e o crescimento.

Alesina & Rodrik (1994) desenvolveram um modelo de economia política mediante uma abordagem de crescimento endógeno em que as decisões políticas preocupadas com a distribuição, especialmente aquelas relacionadas à tributação, exercem influência específica no crescimento econômico. A relação negativa surge no caso de uma sociedade desigual em que a maioria dos eleitores pressiona o nível de tributação em direção a redistribuição do capitalista para os trabalhadores. Os indivíduos diferem em suas dotações relativas de fatores que pode ser acumulável (capital) e não acumulável (trabalho). A heterogeneidade na propriedade dos fatores implica diferentes níveis de tributação. Assim sendo, um indivíduo cuja renda deriva totalmente do capital prefere uma taxa que maximiza a taxa de crescimento econômico. No entanto, para os indivíduos que detém fator não acumulável, a tributação elevada que financia a redistribuição de renda em favor deles seria uma política ideal mesmo que correspondesse a uma menor taxa de crescimento econômico.

Nesse contexto, existe um *trade off* entre os benefícios da redistribuição sobre a renda dos trabalhadores e efeitos negativos da elevada tributação sobre o capital resultando em baixas taxas de crescimento. Persson & Tabellini (1994) usam os argumentos de economia política num modelo de crescimento endógeno em que a política tributária e o nível de desigualdade determinam diferentes trajetórias do crescimento. Sendo assim, para Alesina & Rodrik (1994) e Persson & Tabellini (1994), em sociedades desiguais, a desigualdade prejudica o crescimento econômico mediante a pressão por redistribuição de renda financiada por tributação distorcida, o que desacelera o crescimento econômico. Esse modelo de economia política está fundamentado no Teorema do eleitor mediano.

Esse Teorema foi explicado por Downs (1957) mediante uma adaptação do modelo de mercado espacial de Harold Hotelling (1929). Ainda podem ser destacados os canais do conflito social e da fertilidade. Para Rodríguez, Suárez y Menéndez (2006), a desigualdade, e, particularmente, sua polarização, pode induzir os grupos menos abastados a buscar seus objetivos econômicos mediante canais que não são os convencionais. Assim, a desigualdade de renda pode estimular esses grupos a uma maior participação em movimentos políticos violentos que causam altos níveis de incerteza para os investidores e, portanto, restringem o crescimento. De certa forma, essa hipótese consiste na reformulação do modelo do eleitor mediano, pois, desconsidera a política do eleitor mediano. Conforme a desigualdade aumenta, a maioria dos eleitores que enfrenta um sistema político que é controlado pela elite econômica, rebela-se contra esse sistema mediante protestos, motins e manifestações com o intuito de derrubar o sistema.

Por sua vez, conforme Ehrhart (2009), mediante a abordagem da fertilidade, uma desigualdade de renda inicial reduz a taxa futura de crescimento econômico devido ao efeito positivo da desigualdade sobre a taxa de fertilidade. Uma vez que as famílias não podem investir em capital humano de seus filhos, elas decidem aumentar o número de filhos. Ao tomar essa decisão, a renda absoluta aumenta e as famílias substituem a "qualidade" pela "quantidade" de filhos, preferindo filhos menos saudáveis e menos estudados. Assim, famílias com baixos níveis de capital humano não podem custear a educação de seus filhos, então aumentarão a renda da família aumentando o tamanho dela, pois, o efeito renda induz a uma maior demanda por filhos. Diferentemente, famílias ricas com elevado nível de capital humano que podem custear a educação de seus filhos aumentarão o gasto com capital humano e reduzirão a taxa de fertilidade, pois, o efeito substituição suplanta o efeito renda que implica numa diminuição na demanda por filhos.

Portanto, os efeitos negativos da desigualdade impactam nos níveis de investimento da economia, quer sejam em capital físico ou humano mediante alguns mecanismos, tais como por exemplo, a tributação, imperfeições no mercado de crédito, fertilidade e instabilidade social. Ao afetar negativamente os investimentos na economia, a desigualdade contribui para desacelerar o crescimento econômico.

Adicionalmente a esses efeitos positivos e negativos é importante destacar que a hipótese da não linearidade concilia as duas abordagens descritas anteriormente, caracterizando-se por ser mais complexa no que tange aos efeitos da desigualdade sobre o crescimento, pois, esses podem ser positivos ou negativos, dependendo do estágio de desenvolvimento econômico do país. Segundo Barro (2000) o efeito da desigualdade sobre o crescimento está condicionado ao nível médio de renda. Assim, enquanto nos países ricos a desigualdade de renda estimula o crescimento econômico, nos países pobres, a desigualdade desacelera o crescimento.

Diante da hipótese de não linearidade dos efeitos da desigualdade sobre o crescimento, Galor (2010) propõe um modelo que integra o argumento da propensão marginal a consumir mais elevada dos ricos (Kaldor) com a hipótese dos mercados de crédito imperfeitos. Sendo assim, o efeito da desigualdade sobre o crescimento pode ser positivo e negativo, dependendo do estágio de desenvolvimento econômico, em que os investimentos em capital físico e humano são os determinantes do crescimento econômico.

3. Metodologia

3.1 Fonte dos dados

Com o intuito de estudar a relação entre a distribuição de renda e o crescimento econômico, esta pesquisa se utiliza da técnica de dados em painel com frequência anual, para 17 países latino-americanos, abrangendo o período de 1992 a 2010. Foram utilizadas duas fontes de dados para a realização desta pesquisa, sendo uma delas a base do Banco Mundial (*DataBank*) e a outra a *Penn World Table* (PWT), versão 8.1, para os seguintes países da América Latina: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela. Optou-se por excluir a Nicarágua devido à indisponibilidade de dados da base *Penn World Table*. O vetor de variáveis explicativas foi construído com base em algumas variáveis de política econômica tradicionalmente inseridas em regressões de crescimento, como por exemplo, o nível de renda inicial (Y), investimento em capital físico (Inv), capital humano (CH) e abertura comercial ($Aber$). Alguns pesquisadores como, por exemplo, Chambers (2007) e Barro (2000) decomposeram a variável capital humano em educação primária, secundária e superior. Forbes (2000) e Perotti (1996) optaram pela segmentação em educação masculina e feminina. Neste trabalho, utiliza-se como *proxy* do capital humano, o índice de capital humano calculado com base nos anos de escolaridade (Barro; Lee, 2013) e retornos da educação (Psacharopoulos, 1994) disponível na base *Penn World Table* (PWT) 8.1.

Como variável *proxy* para testar o modelo de economia política se utilizou a participação do consumo do governo no PIB (Gov). Para testar o modelo de mercado imperfeito de crédito foi utilizada a variável $M2$ que atua como uma *proxy* do grau de desenvolvimento do sistema financeiro, trata-se da razão $M2/PIB$. As variáveis expectativa de vida e taxa de fertilidade foram utilizadas para testar os modelos de conflito social e de diferencial de fertilidade, respectivamente. A medida da desigualdade de renda utilizada neste trabalho é o coeficiente de Gini ($Gini$).

Com o objetivo de testar a hipótese de não-linearidade dos efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico foi incluído no modelo, baseando-se em Barro (2008), um termo de interação que consiste no produto do logaritmo do PIB pelo logaritmo do coeficiente de Gini. O coeficiente positivo no termo de interação sugere que o impacto negativo da desigualdade é mais intenso para valores baixos de renda. Para valores mais elevados da riqueza do país, esse

efeito tende a diminuir até o ponto em que o efeito estimado da desigualdade torna-se positivo (Barro, 2008). Gregorio *et al.* (2004) e Fielding & Torres (2005) explicam que a desigualdade, uma vez que possui correlação com outras variáveis que também afetam o crescimento econômico, exerce efeito indireto sobre o crescimento econômico.

Como variáveis *proxy* para a abertura comercial foi utilizada a participação da corrente de comércio, soma das exportações de bens e serviços (X) mais as importações de bens e serviços (M), no Produto Interno Bruto (PIB) dos respectivos países. Essa variável é importante, pois, representa uma medida de resultado do fluxo de comércio que recebe influência de diversos fatores, entre eles, das políticas comerciais, como por exemplo, a adoção de tarifas e barreiras não tarifárias.

No que tange à transformação das variáveis para melhor interpretação dos resultados, optou-se por aplicar logaritmo natural na maioria das variáveis explanatórias. A exceção coube às variáveis fertilidade e interação. Diante disso, exceto para essas duas variáveis, os coeficientes expressam as elasticidades renda da desigualdade, bem como as elasticidades da participação do consumo do governo no PIB, do capital humano, do capital físico, da abertura comercial e da expectativa de vida. Foram utilizadas doze variáveis, incluindo aquelas que serviram como instrumentos: Crescimento, Gini, PIB *per capita* ($PIBpc$), Governo, Investimento, Capital Humano, Fertilidade, Abertura, M2, Expectativa, Inflação e termos de negócio. Dessas, apenas Governo e Capital Humano tiveram como fonte a base PWT, as demais originam do Banco Mundial. Segue descrição das variáveis utilizadas:

1. *Cresc* - refere-se à taxa de crescimento anual do PIB *per capita* (% anual) baseada na moeda corrente local a preços de US\$ corrente de 2005. PIB *per capita* é a razão entre o PIB e a população. O crescimento econômico é a variável dependente.
2. *Gini* - coeficiente de Gini é a medida que expressa a extensão em que a distribuição de renda entre indivíduos ou famílias em uma economia desvia da distribuição perfeitamente igual. Espera-se um sinal negativo para o coeficiente dessa variável explicativa.
3. *PIBpc* - PIB *per capita*, cujos valores em dólares foram convertidos a partir das moedas domésticas, considerando as taxas oficiais de câmbio de 2005. Espera-se um sinal negativo para o coeficiente dessa variável explicativa para confirmar a hipótese de convergência de renda.
4. *Gov* - o consumo do Governo se refere à razão entre o consumo do governo e PIB real expresso em dólares PPC de 2005. Espera-se um sinal positivo para o coeficiente dessa variável explicativa a fim de confirmar a hipótese do modelo de economia política baseado no Teorema do eleitor mediano.
5. *Inv* - refere-se à participação da Formação Bruta de Capital Fixo no PIB, uma *proxy* do investimento em capital físico. Espera-se um sinal positivo para o coeficiente dessa variável explicativa.
6. *CH* - índice de capital humano por pessoa, baseado nos anos de escolaridade (Barro/Lee, 2013) e retornos do investimento em educação (Psacharopoulos, 1994). Espera-se um sinal positivo para o coeficiente dessa variável explicativa.
7. *Fert* - a taxa de fertilidade se refere ao total de nascimentos por mulher. Espera-se um sinal negativo para o coeficiente dessa variável explicativa.
8. *Aber* - a abertura comercial se refere à razão entre a soma das exportações com as importações de bens e serviços e o PIB. Espera-se um sinal negativo para o coeficiente dessa variável explicativa.
9. *M2* - desenvolvimento financeiro se refere à razão entre a soma de moeda e quase moeda em relação ao PIB. Essa mesma variável também já foi utilizada por Easterly, Loayza & Montiel (1997) como variável medidora do estado de desenvolvimento financeiro. Espera-se um sinal negativo para o coeficiente dessa variável explicativa para confirmar a hipótese do modelo teórico de mercados imperfeitos de crédito.
10. *Exp* - a expectativa de vida ao nascer indica o número de anos que um recém-nascido viveria se os padrões de mortalidade existentes no momento de seu nascimento permanecessem os mesmos ao longo de sua vida. Espera-se um sinal positivo para o coeficiente dessa variável explicativa.
11. *Infl* - inflação medida pela taxa de crescimento anual do deflator implícito do PIB capta a variação de preços da economia como um todo. O deflator do PIB refere-se à razão entre o PIB a preços correntes e o PIB a preços constantes.
12. *Terms* - termos de comércio refere-se à capacidade de importação menos exportação de

3.2 Método

A metodologia de dados em painel inclui observações de corte temporal ao longo de um período de tempo. Essa técnica permite ao pesquisador analisar efeitos econômicos que não podem ser identificados quando se utiliza somente os dados em corte transversal ou somente as séries temporais. As observações de corte temporal podem ser um indivíduo, uma família, uma firma, um grupo de consumidores, as cidades, as unidades federativas, os países, por exemplo. Neste trabalho, elas são representadas por cada um dos dezessete países da América Latina. A especificação de um modelo geral de dados em painel baseada em Levine (2005) apresenta-se da forma que se segue:

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{it}^2 + u_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Sendo que y_{it} representa a variável dependente; X^2 representa um conjunto de variáveis explicativas; u_{it} representa o termo de erro; o subscrito i representa a i -ésima unidade de corte transversal e o subscrito t representa o t -ésimo período de tempo. Conforme Greene (2012), o painel balanceado ocorre quando cada unidade de corte transversal for observada o mesmo número de vezes, geralmente denotada por T . Quando a unidade de corte transversal for observada em número diferente de vezes, tem-se o caso de painel não-balanceado, denotada por T_i .

Quando a unidade de corte transversal for observada em número diferente de vezes, tem-se o caso de painel não-balanceado, denotada por T_i . Neste artigo, o painel utilizado enquadra-se no primeiro caso. A regressão obtida a partir de dados em painel considera em um mesmo modelo estatístico, a combinação de dados em corte transversal e dados em séries de tempo. Wooldridge (2002) ressalta que dentre alguns dos benefícios da combinação dessas duas características, destacam-se a heterogeneidade das unidades de corte, o maior nível de informação a respeito das variáveis explicativas, o menor grau de colinearidade e também, maiores graus de liberdade para o modelo.

A partir desse modelo geral e baseando-se em certas suposições e restrições acerca do valor de alguns parâmetros, pode-se derivar três variantes do modelo de dados em painel: um modelo que desconsidera as dimensões de tempo e espaço dos dados combinados (regressão empilhada); o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios. Conforme Greene (2012), no caso da regressão empilhada, se a heterogeneidade for representada por um único termo constante, então o método dos mínimos quadrados ordinários fornece estimativas consistente e eficientes do intercepto e do coeficiente angular. No caso dos efeitos fixos, se a heterogeneidade for não observável, mas correlacionada com as variáveis independentes, então o estimador de mínimos quadrados ordinários dos parâmetros é viesado e inconsistente como consequência de variáveis omitidas. Por sua vez, sob efeitos aleatórios assume-se que a heterogeneidade individual não observável seja não correlacionada com as variáveis inseridas no modelo.

A versão dinâmica da técnica de dados em painel pressupõe a observação da evolução no tempo e entre os painéis de dados. Conforme Bond (2002), a inclusão da variável dependente defasada no vetor de regressores incorpora dinâmica e permite o relaxamento da hipótese de exogeneidade estrita. Sendo assim, os coeficientes são consistentemente estimados mesmo sob a suspeita de endogeneidade. A regressão da equação em nível pode ser especificada da forma proposta por Levine (2005):

$$y_{i,t} = \alpha' X_{i,t-1}^1 + \beta' X_{i,t}^2 + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde y representa a variável dependente; α' e β' são os vetores de coeficientes; X^1 representa um conjunto de variáveis explicativas defasadas; X^2 representa um conjunto de variáveis explicativas contemporâneas; μ se refere ao efeito específico não observável para cada país; λ representa o efeito específico de tempo; ε é o termo de erro; i e t representam o país e o período de tempo, respectivamente. O efeito fixo, μ_i , age como uma *proxy* para outros determinantes do estado estacionário da unidade transversal que não são captados por $X_{i,t}$, como por exemplo, os padrões tecnológicos, a estabilidade das instituições, as diferenças culturais, geográficas e climáticas.

Quando a variável dependente defasada é incluída no conjunto X^1 , o efeito específico do país passa a ser correlacionado com o conjunto de variáveis explicativas contemporâneas. Esse problema pode ser solucionado com a aplicação da primeira diferença. Seguindo o procedimento de Anderson & Hsiao (1981), todas as variáveis na equação (2) são diferenciadas em primeira ordem, eliminando os efeitos específicos não observáveis dos países:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \alpha' (X_{i,t-1}^1 - X_{i,t-2}^1) + \beta' (X_{i,t}^2 - X_{i,t-1}^2) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (3)$$

A primeira diferença, entretanto, introduz a correlação entre o novo termo de erro $(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$ e a variável dependente defasada e diferenciada $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ quando ela é inserida em $(X_{i,t-1}^1 - X_{i,t-2}^1)$. Uma estimação por Mínimos Quadrados Ordinários nesse caso produziria resultados enviesados, mesmo o conjunto de variáveis explanatórias $X_{i,t}$ sendo estritamente exógeno. Um problema adicional se refere à endogeneidade de alguns regressores.

Para lidar com esses dois problemas de estimação há necessidade de utilização de instrumentos. Sob a hipótese de que os termos de erro $\varepsilon_{i,t}$ são serialmente não correlacionados, ou seja, $E(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,s}) = 0$ para $t \neq s$, os valores de $X_{i,t}^2$ defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos nas equações de primeiras diferenças.

O segundo problema se refere à endogeneidade de alguns regressores. Dado que o problema de causalidade reversa se aplica a muitas variáveis explicativas, assumir exogeneidade estrita, resultaria numa estimação inconsistente. Ao invés disso, assume-se que as variáveis explicativas $X(X = [X^1 X^2])$ sejam fracamente exógenas e as condições de momento permanecem as mesmas, então, tem-se:

$$E[X_{i,t-s}(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \text{ para } s \geq 2; t = 3, \dots, T..$$

Sendo assim, os valores de $X_{i,t}^2$ defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos nas equações de primeiras diferenças.

As hipóteses discutidas anteriormente, de que o termo de erro é serialmente não correlacionado e que as variáveis explanatórias são fracamente exógenas implicam num conjunto de restrições de momento que podem ser utilizadas no contexto do Método dos Momentos Generalizados (GMM) para gerar estimativas consistentes e eficientes dos parâmetros de interesse mediante estimação por dados em painel dinâmico (Arellano, & Bond, 1991).

Entretanto, a consistência do estimador GMM depende da validade dos instrumentos. Arellano &

Bover (1995) propuseram um sistema de equações que estima conjuntamente a equação em nível conforme a Equação (2) e a equação em diferenças como a Equação (3) com o objetivo de reintroduzir a variação *cross-country* a partir da equação em nível e reduzir a probabilidade de que os instrumentos fracos enviesem tanto os coeficientes estimados como os erros padrões. Diante disso, sugerem o teste de Sargan que testa a validade de todos os instrumentos ao analisar amostras análogas de momentos condicionais usados no processo de estimação. Outro teste importante a ser realizado é o teste de autocorrelação de Arellano-Bond que tem como hipótese o fato de que o termo de erro na regressão diferenciada $(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$ é não serialmente correlacionado na segunda ordem. Isso implica que o termo de erro na regressão em nível, $\varepsilon_{i,t}$, seja não serialmente correlacionado.

Uma vez que o presente estudo inclui no modelo empírico, variáveis com comportamento tipicamente persistente como, por exemplo, o PIB *per capita* e o coeficiente de Gini, o Sistema GMM se mostra robusto com essa característica (BOND *et al.*, 2001). Assim, o modelo proposto pode ser representado por:

$$\begin{aligned} \text{Cresc}_{i,t} = & \beta_1 \ln \text{Cresc}_{i,t-1} + \beta_2 \ln \text{PIB}_{pc_{i,t}} + \beta_3 \ln \text{Gini}_{i,t} + \beta_4 (\text{PIB}_{pc} * \text{Gini})_{i,t} + \beta_5 \ln \text{Gov}_{i,t} + \\ & \beta_6 \ln \text{Inv}_{i,t} + \beta_7 \ln \text{CH}_{i,t} + \beta_8 \text{Fert}_{i,t} + \beta_9 \ln \text{Aber}_{i,t} + \beta_{10} \text{Exp}_{i,t} + \beta_{11} \ln \text{M2}_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

Onde $\text{Cresc}_{i,t}$ é a variável dependente, representando a taxa de crescimento anual do PIB *per capita*; i representa os países e t o período; $\text{Cresc}_{i,t-1}$ se refere à taxa de crescimento anual do PIB *per capita* defasada em um período; PIB_{pc} é o PIB *per capita*; $\text{Gini}_{i,t}$ é a medida da desigualdade; a variável de interação $(Y * \text{Gini})_{i,t}$ se refere ao produto do PIB *per capita* pelo coeficiente de Gini; $\text{Gov}_{i,t}$ é a razão entre o consumo do governo e o PIB real; $\text{Inv}_{i,t}$ é a Formação Bruta do Capital Fixo como percentual do PIB (Inv); $\text{CH}_{i,t}$ é o capital humano; $\text{Fert}_{i,t}$ é a taxa de fertilidade; $\text{Aber}_{i,t}$ representa a abertura econômica; $\text{Exp}_{i,t}$ refere-se à expectativa de vida; $\text{M2}_{i,t}$ capta o grau do desenvolvimento financeiro pela razão entre os meios de pagamento e o PIB (M2); μ_i é um fator específico não observável; $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

O coeficiente da variável dependente defasada representa a persistência do crescimento econômico enquanto que os demais coeficientes das variáveis explanatórias, sendo significativos, representam o quanto essas variáveis contribuem para aumentar ou diminuir essa persistência. Ainda sobre a interpretação do coeficiente, Baltagi, Demetriades & Law (2009) ressaltam que a presença de uma variável dependente defasada no modelo significa que todos os coeficientes de inclinação estimados representam efeitos de curto prazo. Os efeitos de longo prazo podem ser obtidos a partir da divisão do coeficiente da variável dependente

defasada subtraído da unidade, $(1 - \beta_1)$ no caso da equação (4).

Também, foram realizados diversos testes de raiz unitária para os dados em painel, como os de Levin-Lin-Chu (2002), Im-Pesaran-Shin (2003), Breitung (2000); sob diversas especificações e constatou-se que, com exceção da *proxy* da abertura econômica, todas as variáveis utilizadas nos modelos estimados são estacionárias em nível. Inicialmente, a variável abertura econômica (*Aber*) apresentou estacionariedade em primeira diferença, evitando o comprometimento dos parâmetros estimados com relação à consistência e eficiência.

Os estimadores de dados de painel utilizados são: o estimador de efeito fixo (*within-group*), com base na equação (1); o estimador GMM em diferenças de Arellano & Bond (1991), conforme a equação (2); e o estimador GMM de sistema de Blundell & Bond (1998), baseado

na equação (3). Foram estimadas duas especificações diferentes para cada um desses estimadores utilizados com o intuito de obter um estimador consistente na presença de endogeneidade advinda de variável omitida. Enquanto uma das especificações testa a hipótese de convergência condicional da renda (exclui do modelo, a variável *Gini* e o termo de interação - $PIBpc * Gini$), a outra, testa a hipótese da relação não linear entre a desigualdade e o crescimento e, também, as hipóteses dos modelos teóricos dos efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico.

Embora o estimador GMM de sistema de Blundell & Bond (1998) seja provavelmente preferível em razão da discussão anterior; neste trabalho, apresentam-se os resultados para os três estimadores com a intenção de verificar a robustez dos resultados. Para os estimadores GMM em primeiras diferenças e sistema GMM, considerou-se que as variáveis desenvolvimento financeiro (*M2*) e abertura comercial (*Aber*) são endógenas. Também, diante da crítica da validade dos instrumentos, além dos instrumentos típicos utilizados por esses estimadores, utilizou-se como instrumentos adicionais, as variáveis inflação (*Infl*) e termos de comércio (*Terms*). Essa última se refere à capacidade de importação menos exportação de mercadorias e serviços a preços constantes.

3.3 Análise descritiva

Constata-se a partir da Tabela 1 que o crescimento econômico médio das economias latino-americanas ao longo do período 1992-2010 foi equivalente a 2,24% ao ano, bem abaixo do valor máximo encontrado para a Venezuela, de 16,23% no ano 2009. Muitos países latino-americanos têm sido vítimas de crises econômicas, gerando taxas negativas extremamente elevadas, como por exemplo na Argentina no ano 2002, quando a economia atingiu o auge da crise, retraindo quase 12% em relação ao ano anterior. Durante esse período, o Brasil apresentou taxas negativas apenas nos anos 1992, 1998, 1999 e 2009. O coeficiente de Gini médio foi igual a 51,71, sendo que o maior valor foi equivalente a 63,00 pertencente à Bolívia, no ano 2000, quase que o dobro do valor encontrado no Peru, em 1996, de 34,78. A participação do consumo do governo no PIB girou em torno de 12% enquanto que a participação da formação bruta do capital físico atingiu, em média, cerca de 20% do PIB. A expectativa de vida ao nascer indica o número de anos que um recém-nascido viveria se os padrões de mortalidade existentes no momento de seu nascimento permanecessem os mesmos ao longo de sua vida. No Chile e na Costa Rica, foram encontradas as maiores taxas de expectativa de vida para o ano 2009, cerca de 79 anos enquanto que na Bolívia foi encontrada a menor taxa para o ano 1992, cerca de 60 anos.

No que tange à correlação entre as variáveis, a matriz de correlação ainda na Tabela 1 sugere que as variáveis PIB *per capita* inicial (*Y*), participação do consumo do governo no PIB (*Gov*), desigualdade de renda (*Gini*) e fertilidade (*Fert*) exercem efeitos negativos sobre as taxas de crescimento econômico, enquanto que as variáveis investimento em capital físico (*Inv*) e humano (*CH*), abertura comercial (*Aber*), expectativa de vida (*Exp*) e desenvolvimento financeiro (*M2*) exercem efeitos positivos sobre o desempenho da economia.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis, América Latina, 1992-2010

Estatísticas	Variáveis											
	<i>Cres</i>	<i>log PIB_{pc}</i>	<i>Gini</i>	<i>Gov</i>	<i>Inv</i>	<i>CH</i>	<i>Fert</i>	<i>Aber</i>	<i>Exp</i>	<i>M2</i>	<i>Infl</i>	<i>log Terms</i>
Média	2,24	24,53	51,71	11,96	19,14	2,40	2,97	64,11	71,97	39,63	27,47	23,10
Mínimo	-11,88	22,52	34,78	2,98	11,69	1,64	1,84	14,73	59,79	12,98	-26,29	3,35
Máximo	16,23	27,73	63,00	22,73	33,60	2,97	5,47	198,77	79,28	96,24	2302,84	30,57
Desvio-padrão	3,62	1,46	4,72	3,31	3,62	0,30	0,78	34,32	3,75	17,84	177,10	10,05
Observações	323	323	323	323	323	323	323	323	323	323	323	125

Matriz de correlação

Variáveis	Variáveis											
	<i>Cres</i>	<i>PIB_{pc}</i>	<i>Gini</i>	<i>Gov</i>	<i>Inv</i>	<i>CH</i>	<i>Fert</i>	<i>Aber</i>	<i>Exp</i>	<i>M2</i>	<i>Infl</i>	<i>Terms</i>
<i>Cresc</i>	1	-0,06	-0,12	-0,15	0,17	0,16	-0,12	0,10	0,11	0,06	0,00	0,03
<i>PIBpc</i>	-0,06	1	0,09	0,37	0,06	0,02	-0,35	-0,39	0,13	-0,03	0,19	-0,02
<i>Gini</i>	-0,12	0,09	1	0,36	0,11	-0,11	0,22	0,18	-0,26	0,31	0,12	-0,03
<i>Gov</i>	-0,15	0,37	0,36	1	0,13	0,25	-0,35	-0,08	0,10	0,33	0,13	-0,07
<i>Inv</i>	0,17	0,06	0,11	0,13	1	0,03	-0,07	0,26	0,25	0,10	0,03	0,11
<i>CH</i>	0,16	0,02	-0,11	0,25	0,03	1	-0,60	0,13	0,49	0,37	-0,16	-0,03
<i>Fert</i>	-0,12	-0,35	0,22	-0,35	-0,07	-0,60	1	0,13	-0,77	-0,24	-0,05	-0,20
<i>Aber</i>	0,10	-0,39	0,18	-0,08	0,26	0,13	0,13	1	0,21	0,41	-0,13	-0,15
<i>Exp</i>	0,11	0,13	-0,26	0,10	0,25	0,49	-0,77	0,21	1	0,17	-0,10	0,16
<i>M2</i>	0,06	-0,03	0,31	0,33	0,10	0,37	-0,24	0,41	0,17	1	0,12	0,12
<i>Infl</i>	0,00	0,19	0,12	0,13	0,03	-0,16	-0,05	-0,13	-0,1	0,12	1	0,00
<i>Terms</i>	0,03	-0,02	-0,03	-0,07	0,11	-0,03	-0,20	-0,15	0,16	0,12	0,00	1

Fonte: elaboração do autor a partir dos dados extraídos do Banco Mundial (DataBank) e Penn World Table (PWT), versão 8.1. Software estatístico Stata 13.

Durante o período 1992-2010, a taxa média de crescimento do PIB *per capita* ficou em torno de 2,24% ao ano. Apesar de grandes flutuações nas taxas de crescimento ao longo desse mesmo período, o crescimento médio da década de 1990 foi igual a 2,11% enquanto o dos anos 2000 atingiu a cifra de 2,34%. Também, foram observadas taxas negativas de variações no PIB nos anos 1999, 2001, 2002 e 2009. Verifica-se que os momentos de expansão da economia são mais condizentes com melhor distribuição de renda, enquanto que períodos de retração econômica estão associados com piora na distribuição de renda.

4. Resultados e discussões

Na Tabela 2 podem ser observados os resultados das estimativas obtidas por dados em painel estático (Efeito Fixo) e dinâmico (GMM-Dif e Sistema GMM) usando a estrutura básica das equações (1), (2) e (3) e as variáveis explanatórias descritas anteriormente. A técnica de dados em painel estático, estimada a partir da equação (1) possibilitou a captura dos efeitos não observáveis associados aos aspectos históricos, características geográficas, qualidade das instituições e outros determinantes do crescimento, que são típicos de cada país e não variam significativamente ao longo do tempo. Já as especificações obtidas por dados em painel dinâmico, estimadas a partir das equações (2) e (3) possibilitaram um melhor tratamento da endogeneidade de algumas variáveis, como por exemplo, o desenvolvimento do sistema financeiro (*M2*) e a abertura comercial (*Aber*) cujos instrumentos utilizados foram a taxa de inflação (*Infl*) e os termos de troca.

Destaca-se que mediante o teste de Sargan não foi possível rejeitar a hipótese de que os instrumentos utilizados na estimativa (III) sejam válidos em qualquer uma das quatro especificações para dados em painel dinâmico. Também, considerando dados em painel dinâmico, os estimadores GMM em diferenças e Sistema GMM, para todas as especificações foi possível rejeitar a presença de autocorrelação de segunda ordem, conforme resultados reportados nas últimas linhas da Tabela 2. As colunas (I) e (II) dessa mesma Tabela apresentam os resultados para o estimador de efeito fixo (EF); as colunas (III) e (IV) reportam os resultados estimados pelo estimador GMM em primeiras diferenças e as colunas (V) e (VI)

apresentam as estimativas obtidas pelo Sistema GMM. As especificações (I), (III) e (V), cuja numeração coincide com o número da coluna na Tabela 2, testam a hipótese de convergência condicional da renda. As especificações (II), (IV) e (VI) testam a hipótese da relação não linear entre a desigualdade e o crescimento e, também, as hipóteses dos modelos teóricos dos efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico.

Tabela 2 – Determinantes do crescimento, dados em painel, América Latina, 1992-2010

Variáveis	Efeito Fixo		GMM-Dif		Sistema GMM	
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
<i>Cresct-1</i>	-0,4824***	-0,4779***	-0,5748	-0,9896*	-0,5787***	-0,1474***
	(-10,82)	(-10,54)	(-1,09)	(-1,74)	(-7,96)	(-2,25)
<i>PIBpc</i>	0,6681***	0,7146***	0,1621	-0,0113	0,4325***	0,5212***
	(12,22)	(5,08)	(0,90)	(-0,00)	(3,85)	(3,71)
<i>Gini</i>	–	0,3697	–	-2,3993	–	-2,5247***
		(0,46)		(-0,11)		(-2,74)
<i>PIBpc*Gini</i>	–	-0,0154	–	0,0989	–	0,1019***
		(-0,47)		(0,11)		(2,79)
<i>Gov</i>	-0,0601***	-0,0603***	-0,1177*	-0,1304	-0,047	0,0216
	(-3,31)	(-3,29)	(-1,74)	(-1,49)	(-1,24)	(0,97)
<i>Inv</i>	0,0306	0,0319	0,1499***	0,1543	0,0778*	-0,0080
	(1,46)	(1,51)	(1,54)	(0,76)	(1,98)	(-0,34)
<i>CH</i>	-0,3174	-0,3020	-0,8251	-1,2707	2,3618***	1,1172**
	(-1,19)	(-1,15)	(-1,18)	(-1,69)	(1,74)	(2,27)
<i>Fert</i>	-0,1202*	-0,1255**	0,4067	-0,1388	-2,6874	-1,8921*
	(-1,87)	(-1,92)	(-1,48)	(-0,16)	(-1,05)	(-1,77)
<i>Aber</i>	0,1695***	0,1614***	0,3180*	0,4512*	0,1380	0,0543
	(3,35)	(3,24)	(1,82)	(1,60)	(1,65)	(1,22)
<i>Exp</i>	-0,0598***	-0,0567***	-0,057*	-0,0324	-0,2463	0,2761

	(-4,50)	(-4,22)	(-1,90)	(-0,38)	(-0,33)	(0,60)
M2	-0,1016**	-0,1028**	-0,0324	0,5393	-0,3994***	-0,1132**
	(-2,17)	(-2,18)	(-0,08)	(1,15)	(-3,07)	(-2,03)
R2	0,5784	0,5735	–	–	–	–
Teste F/Wald	40,10	31,91	406,87	391,93	20,98	19,38
Prob>Chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste Sargan	–	–	10,1123	5,1675	93,54	44,35
Prob>Chi2	–	–	1	1	0,053	0,988
Nº instrum.	–	–	70	72	97	97
AR(1)	–	–	0,05806	-0,20357	2,06	-0,62
Prob > z	–	–	0,9537	0,8387	0,04	0,536
AR(2)	–	–	-1,1782	-1,3825	-0,56	0,94
Prob > z	–	–	0,2387	0,1668	0,575	0,345
Nº Observações	289	289	272	272	272	272

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Mundial e da base *Penn World Table* (PWT). (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Entre parênteses estão as estatísticas t ou z. Para as especificações (I) e (II): Regressão *Prais-Winsten*, painéis heterocedásticos corrigidos pelo erro padrão. AR(1) e AR(2) são os resultados dos testes de correlação serial de ordens 1 e 2, respectivamente. Para as especificações (III)-(VI): regressões com instrumentos adicionais - inflação (*infl*) e termos do comércio (*terms*). Instrumentos típicos GMM (primeiras diferenças): L(2/3).*Incrsc*; L(2/2).L2.*Inm2*; L(2/2).L2.*Inaber*. Instrumentos padrão: $\Delta \ln PIBpc$; $\Delta \ln gini$; $\Delta PIBpc * Gini$; $\Delta \ln inv$; $\Delta \ln ch$; $\Delta \ln gov$; $\Delta fert$; Δexp ; $\ln infl$; *terms*. Instrumentos típicos GMM (sistema): L(2/3).(*Incrsc*-1 *Inm2* t-1 *Inabert*-1). Instrumentos padrão para a equação em primeira diferença: $\Delta \ln infl$; $\Delta \ln infl$ t-1; $\Delta terms$; $\Delta termst$ -1). Variáveis em log, exceto o termo de interação (*PIBpc*Gini*), *Fert* e *Exp*.

O crescimento econômico defasado em um período foi considerado como sendo importante para explicar a taxa de crescimento contemporânea conforme os resultados obtidos por cinco das seis especificações. Com relação à convergência da renda, constata-se que diferentemente das estimativas obtidas por De Gregorio & Lee (2004) para os países latino-americanos, rejeitou-se a hipótese de convergência condicional de renda, pois, o sinal da variável PIB *per capita* (*PIBpc*) é positivo e estatisticamente significativo nas especificações I, II e V. Para confirmar a hipótese de convergência de renda, o sinal da variável *PIBpc* teria que ser negativo, o que ocorre na especificação (IV), entretanto, o parâmetro dessa variável não é estatisticamente significativo. Portanto, na América Latina, apesar da forte heterogeneidade dos países, não há diferença significativa nas taxas de crescimento econômico entre os países com diferentes patamares de renda (mais pobres *versus* mais ricos).

Esse resultado é preocupante no sentido de que há margem para intensificação da desigualdade entre os países da região. A diferença frente ao resultado obtido por De Gregorio & Lee (2004) pode ser explicada pelo período mais abrangente utilizado (1960-2000) e, também, pelo fato de não terem considerado a desigualdade de renda em suas regressões do

crescimento. Além do estimador em primeiras diferenças, eles também utilizaram estimadores para mínimos quadrados em três estágios e *cross-section*.

Dentre as especificações que testam a importância da desigualdade de renda para o crescimento econômico, destaca-se que nas especificações (II) e (IV), as variáveis *Gini* e *PIBpc*Gini* (termo de interação) apresentaram coeficientes estatisticamente não significativo. Barro (2008), em suas estimativas, encontrou resultado semelhante à especificação (IV) para o termo de interação (*PIBpc*Gini*). Segundo ele, o coeficiente positivo, porém, estatisticamente não significativo se deve ao fato de que o efeito da interação pode ter sido suplantado pelo efeito direto da desigualdade no crescimento. Entretanto, na especificação (VI), os coeficientes dessas variáveis são estatisticamente significativos e os seus sinais sugerem uma relação não linear entre a desigualdade de renda (medida pelo coeficiente de Gini) e o crescimento econômico. Sendo assim, pode-se dizer que a desigualdade de renda desacelera o crescimento naqueles países latino-americanos com o PIB *per capita* relativamente mais baixo. Diferentemente, nos países em que o PIB *per capita* é relativamente mais elevado, a desigualdade de renda beneficia o crescimento econômico. Esse resultado está em consonância com aqueles encontrados por Barro (2000; 2008) e Lin, Huang & Yeh (2009) de que o impacto da desigualdade sobre o crescimento econômico depende do grau de riqueza das diferentes economias. Conforme Barro (2000; 2008), o impacto da desigualdade para o crescimento depende do estágio de desenvolvimento da economia, sendo ele negativo nas economias mais pobres e positivo nas economias mais avançadas do ponto de vista econômico.

Confirmado o efeito direto da desigualdade sobre o crescimento econômico, o próximo passo é discutir os efeitos indiretos dela, mediante alguns modelos teóricos que abordam o efeito da desigualdade sobre o crescimento econômico. Os efeitos indiretos da desigualdade sobre o crescimento abordados nesses modelos também são conhecidos como mecanismos (ou canais) de transmissão da desigualdade para o crescimento. Todas as variáveis selecionadas que representam os modelos teóricos de economia política (*Gov*), de fertilidade (*Fert*), de instabilidade social (*Exp*) e de mercado de crédito imperfeito (*M2*) apresentaram significância estatística e sinal do coeficiente coerente com a revisão literária, dependendo da técnica econométrica e do tipo de especificação (com ou sem a desigualdade). Ressalta-se que a variável capital humano (*CH*) também pode ser utilizada para testar o modelo de mercado imperfeito de crédito.

O coeficiente da variável consumo do governo (*Gov*), por exemplo, aparece negativo e estatisticamente significativo nas três primeiras especificações sugerindo que a intervenção governamental é prejudicial ao crescimento econômico. Somente na especificação (VI), o sinal do coeficiente dessa variável aparece diferente daquele encontrado em todas as demais especificações, porém, apresenta-se estatisticamente não significativo. Esse resultado contraria a hipótese do modelo teórico de economia política (canal da redistribuição) de que em economias desiguais, a maior demanda por políticas distributivas desacelera o crescimento econômico. A estimativa do coeficiente da variável taxa de fertilidade (*Fert*) foi negativa e estatisticamente significativa na maioria das especificações. Isso sugere que naqueles países latino-americanos em que a taxa de fertilidade das mulheres (em número de filhos) é maior, o crescimento econômico tende a ser prejudicado.

A variável expectativa de vida (*Exp*), por ser uma *proxy* do conflito social, deveria produzir um efeito positivo sobre o crescimento. Nas economias em que o conflito social é elevado, a saúde e conseqüentemente, a expectativa de vida dos mais pobres e jovens ficam comprometidas, impactando negativamente o crescimento econômico. A violência resultante da falta de estabilidade social aumenta os gastos sociais e canaliza recursos produtivos para combater a criminalidade e atender as vítimas, resultando num efeito negativo sobre o crescimento econômico. Além da violência entre os jovens, o envelhecimento da população também impacta negativamente no tamanho da população economicamente ativa da economia, produzindo impacto negativo sobre as taxas de crescimento econômico. Cruz, Teixeira & Monte-Mor (2015) encontraram resultados semelhantes nas estimativas para testar o efeito do conflito social

sobre o crescimento da economia brasileira. Na interpretação desses pesquisadores, a violência resultante da falta de estabilidade social aumenta os gastos com saúde e segurança, elevando o custo de vida da população, além de realocar recursos produtivos para atenuar os efeitos decorrentes do conflito social, produzindo assim, um efeito negativo sobre o crescimento econômico.

No que tange ao desenvolvimento do sistema financeiro ($M2$), esperava-se uma relação direta com o crescimento econômico; no entanto, isso ocorre somente na especificação (IV) estimada por GMM em primeiras diferenças. Porém, os coeficientes se apresentaram estatisticamente não significativos. Portanto, nos países latino-americanos, o desenvolvimento do sistema financeiro desacelera o crescimento econômico provavelmente por causa do efeito indireto da desigualdade defendido nos modelos de mercado de crédito imperfeito. O efeito negativo do desenvolvimento financeiro ($M2$) sobre o crescimento econômico pode estar refletindo problemas de informação assimétrica e limitações das instituições para executar os tomadores de empréstimos inadimplentes conforme estudos já referenciados na revisão de literatura, tais como os de Loury (1981), Galor & Zeira (1993) e Piketty (1997), entre outros.

A variável abertura econômica ($Aber$) apresentou sinal positivo e estatisticamente significativo nas quatro primeiras especificações. Barro (2008) também encontrou efeito positivo da abertura comercial sobre a desigualdade ao investigar se a globalização tem mudado as relações entre desigualdade e crescimento econômico ao longo do tempo.

Uma vez que a especificação (VI) é a mais robusta, completa e que confirma a hipótese da relação não linear da desigualdade sobre o crescimento, as conclusões referentes aos testes de hipóteses dos modelos teóricos que abordam os efeitos indiretos da desigualdade sobre o crescimento econômico são baseadas nessa especificação, cujos resultados estão representados na coluna (VI) da Tabela 2. O coeficiente da variável que capta a desigualdade de renda (-2,5247) sugere que uma redução na desigualdade em 1%, estimularia o crescimento em cerca 2,5% nos países latino-americanos de menor PIB *per capita*. Destaca-se que o tamanho da economia exerce efeito positivo sobre o crescimento econômico, conforme sinal da variável PIB *per capita* ($PIBpc$) que é estatisticamente significativo.

Verifica-se que os coeficientes das variáveis taxa de fertilidade ($Fert$), desenvolvimento do sistema financeiro ($M2$) e capital humano (CH) são estatisticamente significativos, portanto, sob a especificação (VI), não se pode rejeitar as hipóteses de dois dos modelos teóricos já discutidos, sendo eles: o modelo de fertilidade e o modelo de mercado de crédito imperfeito. No entanto, rejeitam-se os modelos de economia política e de conflito social, pois, os coeficientes das variáveis participação do governo no PIB (Gov) e expectativa de vida (Exp), apresentam-se estatisticamente não significativos. Deve-se destacar que a participação do governo afeta negativamente o crescimento econômico nas especificações (I), (II) e (III). Entretanto, deve-se analisar com cuidado essa variável, pois, capta o tamanho do Estado e, seu sinal negativo, pode estar sugerindo ineficiência do Estado ou ineficiência dos gastos públicos. Sendo assim, por um lado, é fato que os governos latino-americanos têm adotado políticas populistas, entre elas, distributivistas; por outro lado, a qualidade dos gastos públicos pode estar causando efeitos indiretos no crescimento econômico à medida que está relacionada com a burocracia, corrupção, governabilidade, qualidade das instituições etc.

Considerando a hipótese do modelo de economia política de que as políticas distributivas demandadas pelo eleitor mediano afetam negativamente o crescimento econômico, o sinal do coeficiente da variável $Gini$ teria que se apresentar estatisticamente significativo nas especificações (II) e (IV). Sendo assim, dado um grau inicial de desigualdade, considerando a hipótese do modelo de economia política, pela especificação (VI), pode-se dizer que os governos latino-americanos não atendem às demandas de políticas distributivas dos eleitores medianos ao alocar recursos que seriam utilizados para investimentos, portanto, as políticas redistributivas desses países não podem ser responsabilizadas pela desaceleração do crescimento econômico.

Focando a análise nos modelos teóricos cujas hipóteses não foram rejeitadas, destaca-se,

primeiramente, que o sinal negativo e estatisticamente significativo do coeficiente da variável fertilidade (*Fer*) está em consonância com os resultados encontrados por Galor & Zang (1997), Kremer & Chen (2002), Croix & Doepke (2003) segundo os quais, os diferenciais de fertilidade diminuem o estoque de capital humano afetando negativamente o crescimento econômico.

Além do impacto direto da desigualdade sobre o crescimento econômico, também é importante verificar o efeito indireto da desigualdade sobre o crescimento mediante os canais da fertilidade, da redistribuição, do mercado de crédito imperfeito e do conflito social, conforme os modelos teóricos discutidos no início do trabalho. Para isso, seguindo o procedimento metodológico adotado por De Gregorio & Lee (2004), foram estimadas seis regressões cujos resultados estão reportados na Tabela 3. Esses resultados foram estimados a partir de dados em painel dinâmico mediante o estimador Sistema GMM seguindo o mesmo procedimento da especificação (VI) da Tabela 2, pois, nessa, além de confirmada a hipótese da não linearidade entre desigualdade e crescimento, também, não se rejeitou as hipóteses dos modelos teóricos de fertilidade e de mercado de crédito imperfeito. Nessas regressões estimadas para obter o efeito indireto da desigualdade, as variáveis explanatórias incluem a taxa de crescimento do PIB *per capita*, o coeficiente de Gini e o termo de interação. Como instrumentos foram utilizados valores defasados das variáveis PIB *per capita* e *Gini*.

Na regressão (1) da Tabela 3, o coeficiente de Gini se refere àquele obtido na especificação VI da Tabela 2. Os resultados da regressão (2), em que a participação do governo na economia (*Gov*) é a variável dependente, sugerem que a desigualdade tem um impacto negativo sobre o consumo do governo, o que contraria o teorema do eleitor mediano de que em sociedades desiguais, a demanda por políticas distributivas é maior e, conseqüentemente, pressiona os gastos governamentais. Esse resultado ratifica aquele encontrado na especificação (VI) da Tabela 2 em que o coeficiente da variável *Gov* é positivo, porém, não estatisticamente significativo, rechaçando também a hipótese do teorema do eleitor mediano de que o elevado consumo do governo diante da demanda por políticas distributivas prejudica o crescimento econômico ao ser financiado com impostos que causam distorções econômicas.

A regressão (3) da Tabela 3 sugere que a desigualdade impacta negativamente no desenvolvimento do sistema financeiro o que está coerente com a hipótese do mercado de crédito imperfeito provavelmente por causa dos custos de transação que tendem a ser mais elevados nas economias mais desiguais e, conseqüentemente, desestimulam o desenvolvimento do sistema financeiro. As falhas de mercado discutidas por Stiglitz (1993) como o custo da informação e do monitoramento e existência de externalidades ajudam a entender a relação negativa entre essas duas variáveis em questão. Outra forma de testar o modelo de mercado de crédito imperfeito é pela análise do coeficiente da variável capital humano (*CH*), pois, quanto menos desenvolvido o sistema, mais difícil o acesso das pessoas ao sistema de financiamento educacional. Na regressão (5), os resultados sugerem que a desigualdade prejudica o capital humano e uma das explicações pode estar relacionada com a questão de acessibilidade ao crédito estudantil. Assim, confirmando as evidências empíricas, nos países latino-americanos, a desigualdade prejudica o desenvolvimento do sistema financeiro e, conseqüentemente, o crescimento econômico.

Tabela 3 – Efeitos indiretos da desigualdade sobre o crescimento

Regressão(*)	Variável dependente	<i>Gini</i>	<i>PIBpc*Gini</i>
(1)	Taxa de crescimento (<i>Cresc</i>)	-2,5247***	0,1019***
		(-2,25)	(2,79)

(2)	Consumo Governo/PIB (<i>Gov</i>)	-0,0322***	0,0889***
		(-2,48)	(2,31)
(3)	Desen. financeiro (<i>M2</i>)	-0,0208***	0,0504***
		(-5,29)	(5,41)
(4)	Fertilidade (<i>Fert</i>)	0,1712 ***	-0,4023***
		(6,98)	(-6,15)
(5)	Capital Humano (<i>CH</i>)	-0,0289***	0,0619***
		(-6,64)	(5,71)
(6)	Conflito Social (<i>CS</i>)	-0,0111***	0,0263***
		(-9,27)	(8,35)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Mundial e da base *Penn World Table* (PWT). *** coeficiente estatisticamente significativo a 1%. Entre parênteses estão as estatísticas t. Instrumentos padrão: $\Delta \ln infl$; $\Delta \ln infl_{t-1}$; $\Delta term_s$; $\Delta term_{st-1}$. Instrumentos típicos do sistema GMM: $\ln cre_{t-1}$; $\ln gini_{t-1}$. Total de observações para cada regressão: 289; Número de instrumentos para cada regressão: 66. (*) Na regressão (1), o coeficiente de Gini foi obtido a partir da especificação VI da Tabela 2.

Como era de se esperar, existe uma relação positiva e estatisticamente significativa entre a taxa de fertilidade (*Fert*) e a desigualdade de renda (*Gini*), conforme os resultados obtidos pela regressão (4). Esses resultados, por sua vez, estão em consonância com a hipótese de que em economias desiguais, a taxa de fertilidade mais elevada prejudica o crescimento econômico. Essa hipótese foi confirmada para os países latino-americanos conforme sugere o coeficiente da variável taxa de fertilidade (*Fert*) na especificação (VI) da Tabela 2. Pesquisas tem mostrado que nas sociedades mais desiguais há estímulo para aumentar o tamanho da família, pois, famílias com baixos níveis de capital humano não podem custear a educação de seus filhos, então aumentarão a renda da família aumentando o tamanho da família, pois, o efeito renda induz a uma maior demanda por filhos. Assim, confirmando as evidências empíricas e, também, o modelo teórico do efeito negativo da fertilidade sobre o desempenho econômico, nos países latino-americanos, a desigualdade estimula a taxa de fertilidade e essa, conseqüentemente, impacta negativamente no crescimento econômico.

A desigualdade mais elevada também está correlacionada com menor expectativa de vida. A expectativa de vida reduzida, além dos problemas com saneamento básico e saúde, pode sugerir elevadas taxas de mortalidade entre os jovens que por sua vez, está relacionado com o conflito social. Conforme as estimativas obtidas pela regressão (6), quanto maior a desigualdade, menor tende a ser a expectativa de vida. Por sua vez, a expectativa de vida mais elevada (menos conflito social) deve estar associada com maior crescimento econômico. No entanto, conforme o coeficiente da variável expectativa de vida (*Exp*) na especificação (VI) da Tabela 2, apesar de positivo, ele não se apresenta como sendo estatisticamente significativo. Portanto, para o caso dos países latino-americanos, rejeita-se a hipótese de conflito social.

Sendo assim, para as economias latino-americanas cuja renda *per capita* é relativamente mais baixa, o efeito direto da desigualdade sobre o crescimento é positivo. Por sua vez, para os países onde a renda *per capita* é mais elevada, o efeito direto da desigualdade sobre o

crescimento é negativo. Enquanto o desenvolvimento do sistema financeiro e o diferencial de fertilidade estão desacelerando o crescimento econômico nos países mais pobres da América Latina; o capital humano está contribuindo para a sua intensificação nas economias mais ricas. Esses resultados não estão em consonância com a proposta de modelo unificado dos efeitos positivos e negativos da desigualdade sobre o crescimento conforme sugerido por Galor (2010). Nessa abordagem, num estágio inicial com baixo nível de renda, o capital físico é o principal determinante do crescimento, há restrição de crédito, predomina o efeito positivo da desigualdade sobre o crescimento. Já num estágio posterior, caracterizado por nível de renda mais elevado, com restrição de crédito, a acumulação de capital humano se torna o principal determinante do crescimento e, portanto, o efeito positivo da desigualdade na poupança passa a ser suplantado pelo efeito negativo no investimento em acumulação de capital humano.

5. Considerações finais

A América Latina tem sido objeto de estudo de muitos pesquisadores devido à forte heterogeneidade tanto na estrutura produtiva quanto na estrutura social, política e cultural. Apesar dos diversos esforços para aprimorar a inserção internacional no contexto do modelo de crescimento econômico voltado para as exportações, entre esses, as reformas estruturais e macroeconômicas, a região se caracteriza por ser uma das mais desiguais do mundo, defrontando-se com dificuldades para promover o crescimento econômico.

A pesquisa teve como objetivo principal identificar de que forma e em que magnitude os mecanismos de transmissão dos efeitos indiretos da desigualdade de renda tem impactado nas taxas de crescimento econômico na América Latina ao longo do período 1992-2010. As evidências do trabalho permitem apontar que na América Latina, os efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico podem ser positivos ou negativos, dependendo do estágio de desenvolvimento econômico, confirmando a hipótese da não linearidade dos efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico o que está de acordo com a heterogeneidade da região apesar das similaridades quanto ao histórico de colonização, modelo econômico adotado, restrições tecnológicas e de capitais, escassez de mão de obra qualificada, etc. Quanto aos efeitos indiretos da desigualdade sobre o crescimento, os canais de transmissão da desigualdade apresentaram significância estatística e o sinal esperado teoricamente.

Inicialmente, em painéis estáticos, foi possível rejeitar a hipótese de não linearidade na relação entre a desigualdade e o crescimento. Apesar disso, foi constatada a importância dos efeitos indiretos da desigualdade sobre o crescimento econômico mediante os canais da redistribuição de renda, da imperfeição no mercado de crédito, da instabilidade social e da taxa elevada da fertilidade, dando respaldo para as hipóteses dos modelos de economia política, mercado imperfeito de crédito, conflito social e de fertilidade. Mediante as estimativas obtidas por painéis dinâmicos, além de confirmar uma relação não linear entre a desigualdade e crescimento, também não se rejeitaram as hipóteses dos modelos teóricos de fertilidade e de mercado imperfeito de crédito. Esses modelos teóricos sugerem que os efeitos indiretos e negativos da desigualdade para o crescimento são importantes para entender a relação entre desigualdade e crescimento econômico nos países da América Latina. Os resultados sugerem que o desenvolvimento do sistema financeiro pode estar restringindo o acesso de indivíduos mais pobres, porém, com projetos economicamente viáveis.

Diante da rejeição da hipótese do modelo de economia política baseada no teorema do eleitor mediano, pode-se dizer que os governos latino-americanos não atendem as demandas de políticas distributivas dos eleitores medianos ao alocar recursos que seriam utilizados para investimentos uma vez que foi encontrada uma correlação negativa ao invés de positiva entre desigualdade e consumo o governo. Portanto, as políticas redistributivas desses países não podem ser apontadas como sendo a causa da desaceleração do crescimento econômico.

Em termos de proposição política, os efeitos indiretos e negativos da desigualdade sugerem a necessidade de mudanças no acesso ao crédito para que os indivíduos mais pobres possam levar adiante seus projetos de investimentos bem como também aumentar os seus estoques de

capital humano. Indiretamente, conforme sugere o modelo de fertilidade, a melhoria no acesso ao mercado financeiro impactaria na redução das taxas de fertilidade das famílias mais pobres e, conseqüentemente, contribuiria para a diminuição do diferencial de fertilidade entre ricos e pobres cujo efeito seria a aceleração do crescimento econômico. Considerando também a influência negativa do crescimento defasado no crescimento contemporâneo, fica clara a necessidade de implantação ou intensificação de políticas redistributivas duradouras uma vez que essas não prejudicam o crescimento econômico conforme sugere a rejeição da hipótese do modelo de economia política de que a demanda por políticas redistributivas implica em elevação da tributação. Por sua vez, a rejeição do modelo de economia política está em consonância com o problema apontado na introdução deste trabalho de que as mudanças econômicas não acompanharam as mudanças nas instituições políticas por causa da dominância da elite sobre os cidadãos latino-americanos.

Ademais, verificou-se que a abertura comercial apresentou coeficiente positivo e estatisticamente significativo para a maioria das especificações, indicando que seus efeitos diretos sobre as taxas de crescimento econômico suplantam os efeitos indiretos e negativos da desigualdade. Sendo assim, sugere-se como pesquisas futuras, o estudo dos efeitos diretos e indiretos da abertura comercial sobre a desigualdade de renda nos países latino-americanos. Adicionalmente, também se destaca a importância do estudo da influência dos efeitos diretos e indiretos das instituições políticas e econômicas na desigualdade de renda e no desempenho econômico dos países latino-americanos.

Referências

- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). *Reversal of fortune: Geography and institutions in the making of the modern world income distribution* (No. w8460). National bureau of economic research.
- Aghion, P., Caroli, E., & Garcia-Penalosa, C. (1999). Inequality and economic growth: The perspective of the new growth theories. *Journal of Economic literature*, 37(4), 1615-1660.
- Alesina, A., & D. Rodrik. (1994). Distribution politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465-490.
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1981). Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American statistical Association*, 76(375), 598-606.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Baltagi, B. H., Demetriades, P. O., & Law, S. H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of development economics*, 89(2), 285-296.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of economic growth*, 5(1), 5-32.
- Barro, R. J. (2008). Inequality and growth revisited. *Asian Development Bank Working paper series on regional economic integration*, 11(1).
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. *Journal of development economics*, 104, 184-198.
- Becker, G. S. (1975). Investment in human capital: effects on earnings. In *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, Second Edition* (pp. 13-44). NBER.
- Bielschowsky, R. (2000). Cinquenta anos de pensamento na CEPAL: uma resenha. *En: Cinquenta anos de pensamento na CEPAL-Rio de Janeiro: Record/CEPAL, 2000-v. 1, p. 13-68.*
- Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese economic journal*, 1(2), 141-162.

- Bond, S. R., Hoeffler, A., & Temple, J. R. (2001). GMM estimation of empirical growth models. *Journal of Econometrics*, 105(1), 123-162.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143.
- Calderón, C., & Schmidt-Hebbel, K. (2003). Macroeconomic policies and performance in Latin America. *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 895-923.
- Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of economic growth*, 1(3), 363-389.
- Caselli, M. (2006). Does high inequality in developing countries lead to slow economic growth? *Undergraduate Economic Review*, 2(1), 2. Disponível em: <http://digitalcommons.iwu.edu/uer/vol2/iss1/2>. Acessos em: 22/11/2015.
- Castro, R. S., & Pôrto Jr., S.S. (2007). Efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico no Brasil: uma análise não-linear. *Perspectiva Econômica*; 3(1), 27-61.
- Chambers, D. (2007). Trading places: Does past growth impact inequality?. *Journal of Development Economics*, 82(1), 257-266.
- Charles-Coll, J. A. (2013). The Debate Over the Relationship Between Income Inequality and Economic Growth: Does Inequality Matter for Growth? *Research in Applied Economics*, 5(2), 1.
- Cruz, P. B. D., Teixeira, A., & Monte-Mor, D. S. (2015). O Efeito da desigualdade da distribuição de renda no crescimento econômico. *Revista Brasileira de Economia*, 69(2), 163-186.
- De La Croix, D., & Doepke, M. (2003). Inequality and growth: why differential fertility matters. *The American Economic Review*, 93(4), 1091-1113.
- De Gregorio, J., Lee, J. W., Lederman, D., & Roubini, N. (2004). Growth and Adjustment in East Asia and Latin America [with Comments]. *Economía*, 5(1), 69-134.
- Downs, A. (1957). *An Economic Theory of Democracy*, New York. Dullien, Sebastian/Schwarzer, Daniela (2010): Die Zukunft der Eurozone nach der Griechenland-Krise und dem Euro-Schutzschirm. *Alber, in: Leviathan, Jg, 38*, 509-532.
- Ehrhart, C. (2009). The effects of inequality on growth: a survey of the theoretical and empirical literature. *ECINEQ WP*, 107.
- Easterly, W., Loayza, N., & Montiel, P. (1997). Has Latin America's post-reform growth been disappointing?. *Journal of International Economics*, 43(3), 287-311.
- Fielding, D., & Torres, S. (2006). A simultaneous equation model of economic development and income inequality. *The Journal of Economic Inequality*, 4(3), 279-301.
- FitzGerald, V. (2009). La distribución de ingresos y rentas en América Latina durante el siglo XX: un estudio inicial. *Cuadernos económicos de ICE*, (78), 29-56.
- Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American economic review*, 90(4), 869-887.
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, 60(1), 35-52.
- Galor, O. (2010). The 2008 Lawrence R. Klein lecture—Comparative economic development: Insights from unified growth theory. *International Economic Review*, 51(1), 1-44.
- Galor, O., & Zang, H. (1997). Fertility, income distribution, and economic growth: theory and cross-country evidence. *Japan and the world economy*, 9(2), 197-229.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*, 71E. *Stern School of Business, New York University*.
- Kaldor, N. (1957). A model of economic growth. *The economic journal*, 67(268), 591-624.
- Kremer, M., & Chen, D. L. (2002). Income distribution dynamics with endogenous fertility. *Journal of Economic growth*, 7(3), 227-258.

- Levine, R. (2005). Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of economic growth*, 1, 865-934.
- Li, H., & Zou, H. F. (1998). Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. *Review of development economics*, 2(3), 318-334.
- Lin, Y. C., & Yeh, C. C. (2009). Joint determinations of inequality and growth *Economics Letters*, 103(3), 163-166.
- Lin, S. C., Huang, H. C., Kim, D. H., & Yeh, C. C. (2009). Nonlinearity between inequality and growth. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 13(2).
- Loayza, N., Fajnzylber, P., & Calderón, C. (2004). *Economic growth in Latin America and the Caribbean: stylized facts, explanations, and forecasts* (Vol. 265). Banco Central de Chile.
- Loury, G. C. (1981). Intergenerational transfers and the distribution of earnings. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(4), 843-867.
- Perotti, R. (1993). Political equilibrium, income distribution, and growth. *The Review of Economic Studies*, 60(4), 755-776.
- Perotti, R. (1996). Growth, income distribution, and democracy: what the data say. *Journal of Economic growth*, 1(2), 149-187.
- Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth?. *The American Economic Review*, 84, 600-621.
- Piketty, T. (1997). The dynamics of the wealth distribution and the interest rate with credit rationing. *The Review of Economic Studies*, 64(2), 173-189.
- Psacharopoulos, G. (1994). Returns to investment in education: A global update. *World development*, 22(9), 1325-1343.
- Rodríguez, M. A., Suárez, R. P., y Menéndez, A. J. L. (2006). Crecimiento económico y desigualdad: nuevas extensiones del proceso de Kuznets. *Estudios de economía aplicada*, 24(1), 221-244.
- Stiglitz, J. E. (1993). The role of the state in financial markets. *The World Bank Economic Review*, 7(suppl 1), 19-52.
- Thorbecke, E., & Charumilind, C. (2002). Economic inequality and its socioeconomic impact. *World Development*, 30(9), 1477-1495.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press: Cambridge, Mass.

1. Economista, professor na Universidade Metodista de São Paulo, mestre em Economia Política pela PUC-SP, doutorando na Universidade Estadual de Maringá-PR. *E-mail*: moisespais@yahoo.com.br

2. Professora titular do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM). Doutorado em Economia Aplicada pela USP e pós-doutorado na UnB. *E-mail*: mescunha@uem.br

3. Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília. Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional. As opiniões expressas nesse artigo são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a posição da Secretaria do Tesouro Nacional. Quaisquer erros ou omissões são de exclusiva responsabilidade dos autores. *E-mail*: professor.sergio.gadelha@gmail.com

Revista ESPACIOS. ISSN 0798 1015
Vol. 38 (Nº 18) Año 2017

[Índice]

[En caso de encontrar algún error en este website favor enviar email a webmaster]