

**CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA  
ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE GRANGER COM DADOS EM PAINEL**

**Daniel Koshiyama**

Mestre em Economia do Desenvolvimento pelo PPGE/PUCRS.

E-mail: [daniel@sinon.com.br](mailto:daniel@sinon.com.br)

**Adelar Fochezatto**

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

Professor titular da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS)

Pesquisador do CNPq

E-mail: [adelar@pucrs.br](mailto:adelar@pucrs.br)

**RESUMO:** A relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda tem sido objeto de grande controvérsia na literatura. Com o intuito de subsidiar a discussão sobre o tema, o presente artigo investiga a existência de causalidade de Granger entre estas duas variáveis. Para isso, aplica-se o teste de não-causalidade de Granger para um painel de dados de 25 estados brasileiros mais o Distrito Federal, no período de 1986-2004. Os resultados mostram que existe uma relação de causalidade unidirecional que vai da desigualdade de renda para o crescimento econômico. No que se refere ao sentido (direto ou inverso) do impacto da desigualdade sobre o crescimento, de um modo geral, os resultados obtidos, sugerem que no curto prazo a desigualdade afeta negativamente o crescimento. Mas quando se contempla um horizonte de tempo mais longo, esta relação se torna ambígua.

**Palavras-chave:** Desigualdade de Renda; Crescimento Econômico; Causalidade de Granger; Dados em Painel.

**Classificação JEL:** D31; O40; C33.

**ABSTRACT:** The relation between income inequality and economic growth has been the object of great controversy in applied literature. In order to provide empirical evidence to support this debate, the present paper investigates the existence of Granger causality between inequality and growth. For this purpose, we apply the Granger non-causality test for a panel dataset of 25 Brazilian states and the Federal District in the period of 1986-2004. The results show the existence of one-way causality running from income inequality to economic growth. Moreover, the results suggest that inequality has a negative effect on growth in the short run. But when a longer period of time is considered, this relation seems ambiguous.

**Keywords:** Income Inequality; Economic Growth; Granger Causality; Panel Data.

**JEL Code:** D31; O40; C33.

## 1. Introdução

A análise da relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda é um tema muito presente na literatura e também fonte de muita controvérsia. Enquanto alguns autores sustentam a hipótese de que o crescimento econômico acelerado promove um alargamento do hiato de renda entre ricos e pobres, outros, pelo contrário, argumentam que o crescimento contribui para a redução deste hiato. Também não há consenso no que se refere aos impactos da desigualdade sobre o crescimento: enquanto alguns autores acreditam que a desigualdade encoraja o crescimento econômico, outros defendem a hipótese de que aquela constitui um entrave para este. Há, também, os que não reconhecem uma relação geral entre as variáveis em questão.

Por muito tempo, a literatura acerca da evolução da desigualdade de renda no processo de crescimento foi dominada pela chamada hipótese de Kuznets. Simon Kuznets (1955), analisando a desigualdade em diversos países, concluiu que esta tende a aumentar no início do processo de crescimento econômico e começa a diminuir quando a economia atinge um determinado patamar de desenvolvimento. Estes resultados deram origem à famosa curva de Kuznets.

Esse autor ofereceu duas explicações similares para este fenômeno histórico: a) os trabalhadores migram da agricultura para a indústria e; b) trabalhadores rurais buscam empregos urbanos. Nas duas explicações, a desigualdade começaria a diminuir quando mais de 50% da força de trabalho tiver sido empregada no setor industrial, que teoricamente pagaria melhores salários.

O estudo de Kuznets (1955), no entanto, recebeu muitas críticas. A primeira é a de que ele utilizou dados de *cross-section* de vários países no mesmo período, ao invés de utilizar séries temporais que mostrassem a progressão do desenvolvimento de países individuais. Sendo assim, o formato em “U” invertido da curva de Kuznets seria decorrente das diferenças históricas entre países, e não do processo de desenvolvimento em si. A segunda, de que no conjunto de dados empregado por ele, muitos dos países com médio nível de renda pertenciam à América Latina, uma região que historicamente tem apresentado altos níveis de desigualdade. Quando estes países são excluídos da amostra, o formato em “U” invertido tende a desaparecer.

Teoricamente, o crescimento econômico pode ter um impacto tanto positivo como negativo sobre a desigualdade. Através da redução do desemprego e do aumento das transferências do Governo para as famílias, possibilitado pelo aumento da arrecadação tributária, o crescimento econômico pode contribuir para a redução da desigualdade. Por outro lado, o crescimento pode ocasionar um aumento da demanda relativa por trabalhadores qualificados, o que por sua vez provoca um aumento dos salários relativos destes trabalhadores, contribuindo, portanto, para o aumento da desigualdade.

Mais recentemente, o enfoque da literatura acerca do tema em pauta deslocou-se do efeito do crescimento sobre a desigualdade para a relação causal inversa, ou seja, o efeito da desigualdade sobre o crescimento. Muitas teorias foram desenvolvidas para tentar explicar esta relação. Essas teorias podem ser classificadas em quatro grandes grupos: modelos de taxa de poupança; modelos com imperfeições no mercado de crédito; modelos de economia política e; modelos de agitação social.

De um modo geral, os modelos de taxa de poupança baseiam-se na ideia de que a propensão a poupar do indivíduo aumenta com o nível de renda. Sendo assim, uma redistribuição da mesma dos ricos para os pobres tenderia a reduzir a taxa agregada de poupança da economia. Portanto, em uma economia fechada, na qual o investimento doméstico depende em grande medida da poupança nacional desejada, um aumento da desigualdade afetaria positivamente o crescimento econômico.

Nos modelos com imperfeições no mercado de crédito, o acesso limitado ao crédito determina que a exploração das oportunidades de investimento dependa significativamente dos níveis individuais de ativos e renda. Mais especificamente, a limitação do acesso dos pobres ao crédito, o qual é necessário para o investimento em capital humano e para o financiamento de atividades potencialmente lucrativas, impede que essa classe realize plenamente sua capacidade produtiva. Isto resulta em um nível de produto agregado abaixo do potencial da economia. Portanto, nestes modelos, dado que o investimento agregado depende da distribuição de ativos e renda, a redução da desigualdade tende a aumentar a taxa de crescimento, pelo menos durante a transição até o estado estacionário.

Os modelos de economia política baseiam-se no “argumento do eleitor mediano”. Ou seja, quando a desigualdade atinge níveis elevados, uma expressiva massa de trabalhadores com pouco capital passa a votar em favor de altas taxas sobre o capital. Além disso, nesta concepção, um maior nível de desigualdade motiva a adoção de políticas redistributivas que têm efeito positivo sobre a renda real dos trabalhadores, mas com consequências adversas para o crescimento.

Já os modelos de agitação social assumem que a desigualdade de renda e riqueza incentiva os pobres a se engajarem em atividades criminosas, protestos, etc. A própria estabilidade das instituições políticas e legais pode ser ameaçada por revoluções, o que aumenta o grau de incerteza dos agentes. A participação dos pobres no crime e em outras atividades anti-sociais representa um desperdício de recursos, na medida em que o tempo e a energia dos criminosos não são destinados ao esforço produtivo. Os gastos incorridos pelas vítimas potenciais para sua proteção contra o crime também representam um desperdício de recursos. Além disso, a ameaça aos direitos de propriedade restringe o investimento. Através destes vários fatores de instabilidade social, um aumento da desigualdade tende a reduzir a produtividade da economia e o crescimento econômico.

Em resumo, não há consenso sobre a direção da causalidade entre crescimento econômico e desigualdade de renda e nem sobre o sentido do impacto de uma variável sobre a outra. Por outro lado, um maior entendimento acerca da relação entre as variáveis em questão é fundamental para o desenho de políticas que possam promover um crescimento que seja, ao mesmo tempo, pró-distribuição e sustentável. Neste sentido, o Brasil merece uma atenção especial, pois está entre as piores economias do mundo em termos de indicadores de distribuição de renda. Além disso, o País não tem conseguido acompanhar o recente fenômeno de aceleração do crescimento da economia mundial.

Com o intuito de subsidiar a discussão sobre esta questão, o objetivo deste trabalho é investigar a relação de causalidade entre crescimento e desigualdade. Para isso, aplica-se o teste de não-causalidade de Granger para um painel de dados de 25 estados brasileiros e o Distrito Federal, no período de 1986 a 2004.

Para o alcance do objetivo proposto, o trabalho foi organizado como segue. A seção 2 faz uma breve revisão de alguns dos principais estudos empíricos acerca das ligações entre desigualdade e crescimento econômico. A seção 3 apresenta a metodologia empregada. A seção 4 apresenta a discussão dos resultados. Finalmente, a seção 5 contém as principais conclusões do trabalho.

## **2. Estudos empíricos acerca da relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda**

Até a década de 1970, a hipótese de Kuznets parece ter explicado não só a experiência dos EUA mas também da maioria dos países pertencentes à OCDE. No entanto, a tendência à redução da desigualdade que estas economias experimentaram ao longo do séc. XX foi drasticamente revertida no período mais recente. Mais especificamente nas duas últimas décadas, parece ter havido uma considerável elevação na desigualdade dos salários nestes países (AGHION *et al.*, 1999, p. 1616).

Além disso, constata-se que o intenso crescimento de algumas economias periféricas nas décadas de 60 e 70, especialmente no caso do Brasil, foi incapaz de reduzir a desigualdade social. De acordo com Adelman (2001, p. 110), nos países em desenvolvimento, o desemprego aumentou com o processo de industrialização. Os altos níveis de desemprego, por sua vez, induziram um processo de crescimento econômico com desigualdade: os proprietários do capital e os detentores de habilidades complementares ao desenvolvimento capital-intensivo subsidiado pelo governo (a classe média com elevada qualificação profissional e os funcionários da burocracia estatal) foram beneficiados, mas os detentores de mão-de-obra desqualificada não se beneficiaram proporcionalmente. À luz dessas evidências, surgiram novos estudos e interpretações acerca da relação entre desigualdade e crescimento.

Utilizando um modelo simplificado de crescimento endógeno com conflitos distributivos entre capital e trabalho, Alesina e Rodrik (1991) estabelecem conexões entre tipos de regime político, distribuição da riqueza e crescimento. Os resultados obtidos mostram que democracias com distribuição desigual da riqueza tenderiam a apresentar menor crescimento do que democracias com

distribuição mais igualitária dos recursos. Isto ocorre porque uma expressiva massa de trabalhadores com pouco capital votaria em favor de altas taxas sobre o capital: haveria um efeito positivo sobre a renda real dos trabalhadores, mas com consequências adversas para o crescimento. Regimes ditatoriais, onde os detentores da riqueza controlam a política, tenderiam a apresentar taxas elevadas de crescimento, independentemente da distribuição dos recursos. Por outro lado, regimes “populistas” não democráticos deveriam experimentar baixo crescimento e implementar programas redistributivos dos capitalistas para os trabalhadores. Os resultados empíricos são consistentes com a proposição de que democracias com menor desigualdade crescem mais rapidamente. Mais especificamente, os autores verificaram que a distribuição da renda do quintil mais rico da população em favor da classe média seria favorável ao crescimento.

Bénabou (1996) discute os casos da Coreia do Sul e das Filipinas nos últimos 30 anos. No início dos anos 1960, estes dois países apresentavam indicadores macroeconômicos (PIB per capita, investimento per capita, taxa de poupança) bastante similares, embora apresentassem diferentes graus de desigualdade de renda. Nas Filipinas, a razão entre a parcela de renda dos 20% mais ricos em relação aos 40% mais pobres era quase o dobro do que na Coreia do Sul. No período de 30 anos que se seguiu, o nível do produto quintuplicou na Coreia do Sul e apenas dobrou nas Filipinas. Ou seja, o país no qual a desigualdade era maior cresceu mais lentamente.

Esse autor aborda o tema em questão focando nos efeitos da desigualdade de renda e riqueza sobre o crescimento, ao invés dos efeitos adversos do desenvolvimento sobre a desigualdade (afastando-se, portanto, da hipótese de Kuznets). Em seu estudo, este autor emprega dois modelos: o primeiro modelo integra as teorias de economia política e de mercados de capitais imperfeitos, e incorpora o trade-off entre os benefícios da redistribuição (através de política tributária, reforma agrária ou educação pública) e os prejuízos ao crescimento; o segundo modelo é uma adaptação do dilema do prisioneiro à questão do crescimento e captura a hipótese de que a existência de conflitos sócio-políticos desencoraja a acumulação de capital por reduzir as garantias dos direitos de propriedade. O autor mostra que a taxa de crescimento da economia tende a cair com a atuação de grupos de interesse (atividades de rent-seeking), assim como com o aumento da desigualdade. Na visão de Bénabou (1996), não é a desigualdade em si que importa, mas a desigualdade na distribuição relativa dos rendimentos e do poder político.

A hipótese de Kuznets é testada também por Deininger e Squire (1997), que utilizam dados mais recentes. Eles não encontram evidência empírica desta hipótese em quase 90% dos casos analisados. Estes autores argumentam que os resultados de Kuznets (1955) são viesados em função da baixa qualidade dos dados disponíveis na época e da utilização de dados de *cross-section*. Examinando a relação entre crescimento e mudanças na renda do quintil mais pobre da população ao longo de períodos de 10 anos, estes autores não encontram uma relação sistemática entre os dois fenômenos: os períodos de crescimento estão associados a um aumento da desigualdade quase tão frequentemente quanto a uma redução da desigualdade (43 e 45 casos respectivamente). Em contraste, os autores encontram uma forte relação sistemática (85% dos casos) entre crescimento econômico e aumento da renda do quintil mais pobre. Ou seja, mesmo quando a desigualdade piorou, o efeito negativo sobre os pobres foi mais do que contrabalanceado pelo efeito positivo do crescimento. Além disso, os autores concluem que uma distribuição desigual dos ativos, mais do que da renda, pode ser um impedimento ao rápido crescimento. Isto implica que políticas que melhorem o acesso das pessoas ao crédito, ampliando sua capacidade de investimento, poderiam contribuir para o crescimento.

Aghion et al. (1999) analisaram a relação entre desigualdade e crescimento econômico a partir de duas perspectivas diferentes. Primeiramente, os autores analisaram os efeitos da desigualdade na distribuição da riqueza sobre o crescimento, mostrando que quando os agentes são heterogêneos e os mercados de capital são imperfeitos, não há necessariamente um *trade-off* entre equidade e eficiência. Ou seja, neste caso, uma maior desigualdade na distribuição da riqueza pode ter um impacto negativo sobre o crescimento. Em um segundo momento, os autores analisam como o crescimento econômico pode aumentar a desigualdade dos salários. A mudança tecnológica aparece como um fator crucial para o recente aumento da desigualdade dos salários, tendo em vista que ela afeta de modo diferenciado a produtividade dos diversos tipos de trabalho.

Através de um estudo econométrico com dados de painel, Barro (1999) conclui que não há uma relação geral entre desigualdade de renda e taxas de crescimento e investimento. Com relação ao crescimento, o autor encontra indícios de que a desigualdade retarda o crescimento nos países pobres, mas o encoraja nos países ricos. Na visão deste autor, estes resultados significam que a promoção do crescimento nos países pobres justificaria políticas de redistribuição de renda. Por outro lado, nos países ricos, uma redistribuição ativa da renda parece envolver um *trade-off* entre os benefícios de uma maior equidade e a redução no crescimento econômico.

O trabalho de Su (2001), diferentemente de outros estudos similares sobre a relação entre desigualdade e crescimento, incorpora os efeitos da mobilidade dos fatores. A análise empírica é realizada com o emprego de modelos econométricos com dados de painel. Este autor, assim como Barro (1999), não encontra uma relação geral estável entre desigualdade de renda e taxas de crescimento. No entanto, Su (2001) verifica que a relação negativa entre desigualdade e crescimento aparece mais fortemente nos países desenvolvidos, e menos fortemente nos países em desenvolvimento. Este autor identifica ainda uma relação positiva entre crescimento econômico e capitalização do mercado. Com relação à mobilidade de fatores, o autor encontra evidência empírica de que a entrada de fatores beneficia o crescimento econômico, enquanto que a sua saída tem o efeito contrário.

Ranis e Stewart (2001) exploram a interdependência entre crescimento econômico e desenvolvimento os seguintes padrões: a) países que iniciaram o processo com bom nível de desenvolvimento humano ou que realizaram investimentos relativamente elevados neste sentido (Barbados, Chile, Colômbia e México) conseguiram promover um círculo virtuoso de crescimento e desenvolvimento econômico por pelo menos uma década; b) por outro lado, países que realizaram investimentos visando unicamente o crescimento econômico e/ou que não se comprometeram com o desenvolvimento humano (Brasil, Haiti, Jamaica e Venezuela) entraram em um círculo vicioso de baixo crescimento e baixo desenvolvimento. Estes autores também concluíram que, para o caso dos países latino-americanos, a distribuição de renda parece ser uma variável importante no processo de crescimento econômico: todos os países que entraram no círculo vicioso tinham apresentado uma piora anterior no nível de desigualdade; em contraste, todos os países que conseguiram promover um círculo virtuoso tinham apresentado anteriormente uma redução na desigualdade.

Banerjee e Duflo (2003) tentam descrever a relação entre desigualdade e crescimento a partir de uma base de dados *cross-country*. Utilizando métodos não paramétricos, os autores concluem que a taxa de crescimento é uma função em formato de “U” invertido das variações na desigualdade: mudanças na desigualdade (em qualquer direção) estão associadas com uma redução do crescimento no período seguinte. De acordo com estes autores, a curva em formato de “U” invertido é consistente com um simples modelo de economia política. No entanto, tentativas de interpretar o modelo em uma perspectiva causal esbarram em problemas de identificação. Sendo assim, ainda que se aceite a hipótese de não linearidade da relação entre crescimento e desigualdade, o estudo destes autores não esclarece a direção de causalidade entre essas variáveis.

O caso brasileiro foi recentemente estudado por Castro e Porto Júnior (2006). A base de dados utilizada abrangeu 25 estados mais o Distrito Federal no período de 1986 a 2001. Estes autores, inspirados no trabalho de Banerjee e Duflo (2003), empregaram em sua análise modelos econométricos não lineares para dados em painel. A partir dos resultados obtidos, os autores concluem que uma relação negativa entre desigualdade e crescimento aparece com grande regularidade empírica e que variações na desigualdade, em qualquer direção, estão associadas com uma menor taxa de crescimento no período seguinte. No entanto, os resultados obtidos no estudo destes autores podem ter interpretações ambíguas, já que o método empregado não permite identificar a direção da causalidade entre crescimento e desigualdade.

### 3. Questões metodológicas

Na presente análise, busca-se identificar a relação causal entre desigualdade de renda e crescimento econômico. O estudo foca na relação bivariada entre essas variáveis, de modo que outros

possíveis determinantes do crescimento ou da desigualdade não são incluídos na análise. Tal extensão, embora seja muito importante, está além do escopo deste trabalho.

A base de dados empregada, obtida através do IPEADData, contém observações anuais de 25 estados brasileiros e do Distrito Federal no período de 1986 a 2004<sup>1</sup>. As variáveis empregadas são a taxa de crescimento do PIB e o índice de Gini.

O fato de se encontrar um elevado grau de associação entre duas variáveis através de uma análise de regressão não é suficiente para determinar a direção da causalidade entre elas. Um dos métodos para se avaliar a direção de causalidade entre duas variáveis é a aplicação do teste de Granger (1969). O conceito de causalidade de Granger diz respeito à capacidade de uma variável em auxiliar na previsão do comportamento de outra variável de interesse. Trata-se da existência de uma precedência temporal estatisticamente significativa na explicação de uma dada variável.

A extensão do teste de não-causalidade de Granger para dados de painel é uma abordagem metodológica bastante recente<sup>2</sup>. A utilização de dados em painel traz importantes vantagens. Uma delas é o maior número de observações, que aumenta os graus de liberdade e a eficiência dos parâmetros estimados. Além disso, a utilização de dados em painel permite um melhor controle dos efeitos da omissão de outras variáveis explicativas relevantes. O método empregado neste estudo inspira-se no trabalho de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1985).

Para empreender a análise, o sistema PVAR (*panel vector auto-regression*) utilizado é o seguinte:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \delta_{1i} + \sum_{l=1}^m \beta_{1l} Y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \gamma_{1l} X_{it-l} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

e

$$X_{it} = \alpha_2 + \delta_{2i} + \sum_{l=1}^m \beta_{2l} Y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \gamma_{2l} X_{it-l} + \mu_{it} \quad (2)$$

onde  $Y_{it}$  representa a taxa de crescimento do PIB do estado  $i$  no ano  $t$ ;  $X_{it}$  é o índice de Gini no estado  $i$  no ano  $t$ ;  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são termos de intercepto comuns aos estados;  $\delta_{1i}$  e  $\delta_{2i}$  são efeitos fixos invariantes no tempo e específicos para cada estado e;  $l$  denota a defasagem ou lag ( $l = 1, \dots, m$ ). Assume-se, portanto, que as diferenças entre as unidades de seção cruzada podem ser capturadas através dos efeitos fixos  $\delta_{1i}$  e  $\delta_{2i}$ , sendo estas diferenças constantes no tempo.

A hipótese de não-causalidade de Granger é investigada a partir de um teste de restrições de Wald aplicado aos parâmetros do modelo. Haverá causalidade de Granger unidirecional de  $X$  para  $Y$  se nem todos os  $\gamma_{1l}$ 's forem iguais a zero em (1), mas todos  $\beta_{2l}$ 's forem iguais a zero em (2). Haverá causalidade de Granger unidirecional de  $Y$  para  $X$  se todos os  $\gamma_{1l}$ 's forem iguais a zero em (1), mas todos  $\beta_{2l}$ 's forem iguais a zero em (2). Haverá causalidade bidirecional entre  $X$  e  $Y$  se nem todos os  $\gamma_{1l}$ 's e nem todos os  $\beta_{2l}$ 's forem iguais a zero. Finalmente, não haverá causalidade de Granger entre  $X$  e  $Y$  se todos os  $\gamma_{1l}$ 's e  $\beta_{2l}$ 's forem iguais a zero.

Previamente à estimação de (1) e (2), é necessária a realização de testes de raiz unitária. Caso as variáveis forem integradas, o procedimento de teste padrão não é válido, tendo em vista que as estatísticas de teste não seguem uma distribuição padrão. Sendo assim, os testes de raiz unitária foram

<sup>1</sup> O estado do Tocantins não foi incluído na amostra, pois não possui dados para os anos iniciais do período analisado. Além disso, em virtude da indisponibilidade de dados do índice de Gini, as observações referentes aos anos de 1991, 1994 e 2000 foram computadas a partir da média aritmética das observações referentes ao ano anterior e posterior. A fim de avaliar se este procedimento introduziu algum viés na análise, foram realizadas as estimações excluindo os referidos anos da amostra. Constatou-se, no entanto, que os resultados obtidos pelas duas vias foram bastante similares.

<sup>2</sup> Uma referência mais detalhada sobre a extensão do teste de não-causalidade de Granger (1969) para dados de painel pode ser encontrada nos trabalhos de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1985), Hurlin (2004) e Kónya (2006).

realizados pelos métodos de Levin, Lin & Chu; Breitung; Im, Pesaran & Shin; ADF-Fisher e PP-Fisher. Todos os testes indicaram, para ambas as variáveis, ao nível de significância de 1%, a rejeição da hipótese nula de 1 raiz unitária<sup>3</sup>. Sendo assim, assumimos que os processos em questão são estacionários.

Ainda antes de se estimar o modelo, é necessário definir o número de defasagens (*lags*). Este é um passo crucial, pois os resultados dos testes podem depender substancialmente da estrutura de defasagens utilizada. Em geral, tanto a escolha de muitas como a de poucas defasagens pode causar problemas. Um número insuficiente de *lags* implica que algumas variáveis importantes estão sendo omitidas do modelo, causando um viés de especificação que poderá levar a conclusões incorretas. Por outro lado, um número excessivo de *lags* implica no desperdício de observações e, geralmente, no aumento dos erros-padrão dos coeficientes estimados, tornando os resultados menos precisos.

No presente estudo, as equações (1) e (2) são estimadas com *lags* de 1 a 4 períodos. Não são incluídas variáveis não defasadas como regressores (para capturar um efeito imediato da desigualdade sobre o crescimento, por exemplo) porque os processos envolvidos, seja através do investimento ou de algum outro mecanismo, levam algum tempo para se concretizar. Assume-se que este intervalo de tempo não excede 4 anos.

Infelizmente, não há uma regra simples para a escolha do número ótimo de defasagens, embora existam alguns critérios formais. O Critério de Informação de Akaike (AIC) e o Critério de Informação de Schwarz (SIC), que são geralmente os mais utilizados, se baseiam na minimização de uma função-objetivo. Uma alternativa a estes critérios é a utilização de uma estratégia de modelagem “do geral ao específico”, através de testes de restrição sequenciais aplicados nos coeficientes das variáveis independentes defasadas. Geralmente, esses diferentes métodos levam a conclusões divergentes entre si. Além disso, ainda não há consenso na literatura especializada sobre qual método produz os melhores resultados. Sendo assim, optamos por apresentar todos os resultados obtidos com a utilização de defasagens variando entre 1 e 4.

Cabe ainda destacar que nada impede que se utilize uma estrutura de defasagens assimétrica, ou seja, o número de *lags* pode variar para cada variável independente. Mas, seguindo a prática convencional dos testes de causalidade de Granger, optamos por adotar uma estrutura de defasagens simétrica.

#### 4. Resultados e discussão

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de não-causalidade de Granger. Conforme pode ser observado, a hipótese nula de que o índice de Gini não Granger-cause a taxa de crescimento do PIB é rejeitada, ao nível de significância de 10% ou menos, independentemente da estrutura de defasagens utilizada. Por outro lado, a hipótese nula de que a taxa de crescimento do PIB não Granger-cause o índice de Gini não pode ser rejeitada, mesmo ao nível de 10% de significância, independentemente do número de *lags* empregados. Estes resultados sugerem a existência de uma relação de causalidade unidirecional da desigualdade de renda para o crescimento econômico.

**Tabela 1 – Teste de não-causalidade de Granger**

Número de <i>lags</i>	Hipótese nula: X não Granger causa Y		Hipótese nula: Y não Granger causa X	
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	3,560836	0,0592	0,592970	0,4413
2	8,033055	0,0180	3,097900	0,2125
3	10,78424	0,0130	4,296681	0,2312
4	10,25232	0,0364	1,444064	0,8365

Fonte: Cálculo dos autores.

Notas: X representa o índice de Gini; Y representa a taxa de crescimento do PIB. As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

<sup>3</sup> No apêndice, são apresentados os resultados desses testes de forma detalhada.

Muito embora a relação de causalidade de Granger encontrada seja aparentemente robusta, os resultados acima precisam ser interpretados com cautela. Os sinais dos coeficientes de regressão associados ao índice de Gini defasado ( $\gamma_{1t}$ 's) também são cruciais para determinar o sentido (positivo ou negativo) do efeito da desigualdade sobre o crescimento<sup>4</sup>. Ao passo em que os coeficientes de regressão associados à primeira e segunda defasagem são negativos, indicando um efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento, os coeficientes associados às outras defasagens assumem valores positivos. Este problema é, em certa medida, atenuado pelo fato de que os coeficientes  $\gamma_{1t}$ 's positivos não apresentam significância estatística.

De um modo geral, os resultados obtidos sugerem que, no curto prazo, a desigualdade de renda afeta negativamente o crescimento econômico. Mas quando se contempla um horizonte de tempo mais longo, esta relação parece ambígua. Uma possível explicação para estes resultados está na hipótese de não-linearidade da relação entre desigualdade e crescimento. No entanto, para se testar tal proposição em uma perspectiva de relações de causalidade, novos estudos precisam ser realizados.

## 5. Conclusões

Este artigo investigou a existência de causalidade de Granger entre desigualdade de renda e crescimento econômico para um painel de 25 estados brasileiros e do Distrito Federal no período 1986-2004. O estudo empregou uma abordagem metodológica que consiste em uma extensão do teste de não-causalidade de Granger (1969) para dados em painel baseada em um sistema PVAR (*panel vector auto-regression*).

Os resultados mostraram que existe uma relação de causalidade de Granger unidirecional que vai da desigualdade de renda para o crescimento econômico. Estas evidências não são consistentes com a hipótese de Kuznets, já que esta postula uma relação causal inversa, ou seja, o crescimento afetando a desigualdade. Por outro lado, os resultados obtidos são consistentes com a literatura mais recente acerca do tema (como, por exemplo, os modelos de crescimento endógeno), cujo foco está nos efeitos da desigualdade sobre o crescimento.

No que se refere ao sentido (positivo ou negativo) do impacto da desigualdade sobre o crescimento, os resultados obtidos mostram que isso depende dos horizontes de tempo considerados. De um modo geral, eles sugerem que no curto prazo a desigualdade afeta negativamente o crescimento. Mas quando se contempla um horizonte de tempo mais longo, esta relação parece ambígua. Uma possível explicação para estes resultados está na tese, defendida por Banerjee e Duflo (2003) e outros, de que a relação entre desigualdade e crescimento é não linear. Testar tal proposição em uma perspectiva causal, no entanto, requer novos estudos.

Este resultado pode estar refletindo a hipótese de que uma melhor distribuição da renda no curto prazo aumenta a propensão média a consumir da economia no curto prazo, diminuindo a poupança agregada e, por consequência a acumulação de capital no médio e longo prazo. Para o caso de uma economia aberta, esta maior propensão a consumir, mantendo o investimento constante, poderia representar um aumento da dívida externa.

No presente artigo, no entanto, não se investigou os mecanismos através dos quais a desigualdade de renda e o crescimento econômico se inter-relacionam. Também não foram contempladas outras variáveis macroeconômicas que podem influenciar a relação entre elas. Estas são extensões da análise que devem ser incorporadas em trabalhos futuros. Elas possibilitarão uma compreensão ainda mais detalhada das relações existentes entre estas duas importantes variáveis econômicas.

---

<sup>4</sup> Nos Apêndices A3 e A4, são apresentados detalhadamente os resultados das regressões estimadas.

## Referências

- Adelman, I. Fallacies in development theory and their implications for policy. In: Meier, G. M.; Stiglitz, J. E. (Ed.) *Frontiers of development economics*. Washington – New York: World Bank/Oxford University Press, pp. 103-148, 2001.
- Aghion, P.; Caroli, E.; García-Peñalosa, C. Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic Literature*, v. 37, n. 4, 1999, pp. 1615-1660.
- Alesina, A.; Rodrik, D. Distributive Politics and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 1991, pp. 465-490
- Banerjee, A.; DUFLO, E. Inequality and growth: what can the data say? *Journal of Economic Growth*, Netherlands, v. 8, 2003, pp. 267-299.
- Barro, R. J. Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, v. 5, n. 1, pp. 87-120, 2000.
- Bénabou, R. Inequality and Growth. *NBER Macroeconomics Annual*, July 1996, pp. 11-76.
- Castro, R. S.; Pôrto Júnior, S. S. *Efeitos da Desigualdade de Renda sobre o Crescimento Econômico no Brasil: Uma Análise Não-Linear*. Texto para discussão n°. 2006/14. Porto Alegre: UFRGS, 2006. Disponível em: <[http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2006\\_14.pdf](http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2006_14.pdf)>. Acesso em: 10/04/2007.
- Deininger, K.; Squire, L. Economic Growth and Income Inequality: Reexamining the Links. *Finance and Development*, March 1997, pp. 38-41.
- Holtz-Eakin, D.; Newey, W. K.; Rosen, H. Implementing causality tests with panel data with an example from local public finance. *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper T0048*, 1985.
- Hurlin, C. Testing Granger causality in heterogenous panel data models with fixed coefficients. In: *53ème Congrès Annuel de L'Association Française de Science Economique*, Paris, 2004.
- Granger, C. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, v. 37, p. 424-438, 1969.
- Kónya, L. *Export-led growth or growth driven export? New evidence on Granger causality analysis on OECD countries*. Working Paper, Central European University, Economics Department, 15/2000, 2000.
- Kuznets, S. Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, v. 45, n. 1, 1955, pp. 1-28.
- Ranis, G.; Stewart, F. *Growth and Human Development: Comparative Latin American Experience*. Discussion Paper No. 826, Yale Economic Growth Center, May 2001.
- Su, Q. *Economic inequality and economic growth*. Berlim: Humboldt University of Berlim, 2001. Disponível em: <[www.wiwi.hu-berlin.de/im/publikdl/2001-inequality.pdf](http://www.wiwi.hu-berlin.de/im/publikdl/2001-inequality.pdf)>. Acesso em: 09/06/2006.

## Apêndice

**Apêndice A1 – Testes de raiz unitária com dados em painel**  
**Variável: Taxa de crescimento do PIB**

Método	Com intercepto individual		Com tendência linear e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Statistic	Prob. <sup>(1)</sup>	Statistic	Prob. <sup>(1)</sup>	Statistic	Prob. <sup>(1)</sup>
Levin, Lin & Chu t <sup>(2)</sup>	-16,7531	0,0000	-13,6320	0,0000	-8,08136	0,0000
Breitung t-stat <sup>(2)</sup>	-4,42620	0,0000	-3,19647	0,0007	-7,39350	0,0000
Im, Pesaran, Shin W-stat <sup>(3)</sup>	-16,2126	0,0000	-13,73970	0,0000	-	-
ADF - Fisher Chi-square <sup>(3)</sup>	314,174	0,0000	250,205	0,0000	169,787	0,0000
PP - Fisher Chi-square <sup>(3)</sup>	438,232	0,0000	366,973	0,0000	249,349	0,0000

Fonte: Cálculo dos autores.

Notas: (1) As probabilidades para os testes de Fisher são computadas usando-se uma distribuição assintótica Qui-quadrado. Todos os outros testes assumem normalidade assintótica.

(2) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum).

(3) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual).

**Apêndice A2 – Testes de raiz unitária com dados em painel**  
**Variável: Índice de Gini**

Método	Com intercepto individual		Com tendência linear e intercepto individuais	
	Statistic	Prob. <sup>(1)</sup>	Statistic	Prob. <sup>(1)</sup>
Levin, Lin & Chu t <sup>(2)</sup>	-4,78087	0,0000	-8,81853	0,0000
Breitung t-stat <sup>(2)</sup>	-2,74573	0,0030	-2,52387	0,0058
Im, Pesaran, Shin W-stat <sup>(3)</sup>	-4,43817	0,0000	-7,69926	0,0000
ADF - Fisher Chi-square <sup>(3)</sup>	108,217	0,0000	144,566	0,0000
PP - Fisher Chi-square <sup>(3)</sup>	111,650	0,0000	157,030	0,0000

Fonte: Cálculo dos autores.

Notas: (1) As probabilidades para os testes de Fisher são computadas usando-se uma distribuição assintótica. Qui-quadrado. Todos os outros testes assumem normalidade assintótica.

(2) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum).

(3) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual).

**Apêndice A3 – Regressões com dados em painel (PVAR)**  
**Variável dependente: Taxa de crescimento do PIB**

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	9,489842 (0,0039)	14,13063 (0,0003)	11,52349 (0,0125)	10,71999 (0,0427)
Crescimento (t-1)	0,009847 (0,8245)	0,007824 (0,8675)	0,052311 (0,2906)	0,051969 (0,3161)
Crescimento (t-2)	-	0,011338 (0,7919)	-0,002220 (0,9618)	-0,021285 (0,6673)
Crescimento (t-3)	-	-	-0,080808 (0,0580)	-0,085072 (0,0669)
Crescimento (t-4)	-	-	-	-0,193528 (0,0000)
Gini (t-1)	-10,66154 (0,0598)	-8,260935 (0,2114)	-6,334551 (0,3464)	-5,576304 (0,4313)
Gini (t-2)	-	-10,54523 (0,1052)	-17,72153 (0,0209)	-17,43567 (0,0262)
Gini (t-3)	-	-	10,14785 (0,1223)	7,156404 (0,3555)
Gini (t-4)	-	-	-	4,617228 (0,4833)
Nr. observações	468	442	416	390
R <sup>2</sup>	0,196948	0,226834	0,238509	0,284059
R <sup>2</sup> ajustado	0,147670	0,172412	0,177035	0,217694
DW stat	1,943928	1,889522	2,044014	1,991366
AIC	5,244188	5,168132	5,129379	5,111664
SIC	5,492387	5,445823	5,439432	5,457431
F-statistic	3,996653	4,168060	3,879808	4,280232

Fonte: Cálculo dos autores.

Notas: Coeficientes obtidos usando especificação com efeitos fixos. P-valores entre parênteses.

**Apêndice A4 – Regressões com dados em painel (PVAR)**  
**Variável dependente: Índice de Gini**

	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	0,286347 (0,0000)	0,306978 (0,0000)	0,275125 (0,0000)	0,257926 (0,0000)
Gini (t-1)	0,502073 (0,0000)	0,554065 (0,0000)	0,528139 (0,0000)	0,530102 (0,0000)
Gini (t-2)	-	-0,091115 (0,0611)	-0,052279 (0,3573)	-0,071920 (0,1871)
Gini (t-3)	-	-	0,038461 (0,4296)	0,01173 (0,8279)
Gini (t-4)	-	-	-	0,075932 (0,0986)
Crescimento (t-1)	0,000246 (0,4417)	0,000106 (0,7613)	0,000042 (0,9096)	0,000053 (0,8830)
Crescimento (t-2)	-	0,000555 (0,0846)	0,000355 (0,3020)	0,000348 (0,3136)
Crescimento (t-3)	-	-	0,000559 (0,0774)	0,000144 (0,6558)
Crescimento (t-4)	-	-	-	-0,000117 (0,6955)
Nr. Observações	468	442	416	390
R <sup>2</sup>	0,674033	0,672287	0,689031	0,711705
R <sup>2</sup> ajustado	0,654030	0,649220	0,663927	0,684981
DW stat	1,888159	1,999423	1,868101	1,936855
AIC	-4,623094	-4,625621	-4,676881	-4,820939
SIC	-4,374895	-4,347931	-4,366828	-4,475172
F-statistic	3,369733	29,14480	27,44676	26,63169

Fonte: Cálculo dos autores.

Notas: Coeficientes obtidos usando especificação com efeitos fixos. P-valores entre parênteses.