

CONVERGÊNCIA E DETERMINANTES DA VARIAÇÃO DA PROPORÇÃO DE POBREZA NO BRASIL: ESPECIFICIDADES DO PERÍODO 2002-2014¹

Henrique Rogê Batista²

Lucas Vitor de Carvalho Sousa³

Este trabalho visa analisar a dinâmica e os determinantes da variação da pobreza entre 2002 e 2014 no Brasil, período em que o país assistiu a uma considerável redução na proporção da pobreza em todas as Unidades da Federação (UFs). Pela metodologia das cadeias de Markov, verificou-se a possibilidade de convergência da proporção de pobreza das UFs aos níveis observados nos Estados Unidos, o que requer um período demasiadamente elevado: quarenta anos. Isso se deve à heterogeneidade da redução da pobreza entre as UFs. Em suma, os resultados apontaram que a redução da desigualdade se sobrepõe ao aumento da renda para explicar a redução da pobreza, a qual se deu de forma desigual no país. Além disso, a mitigação da pobreza guarda relação com o estágio de desenvolvimento socioeconômico da unidade de observação.

Palavras-chave: pobreza; convergência; elasticidades.

CONVERGENCE AND DETERMINANTS OF VARIATION IN THE PROPORTION OF POVERTY IN BRAZIL: SPECIFICITIES OF THE YEARS 2002-2014

This work aims to analyze the dynamics and determinants of the variation of poverty between 2002 and 2014 in Brazil, a period in which the country saw a considerable reduction in the proportion of poverty in all units of the federation (UFs). Using the Markov Chains methodology, we seek to verify the possibility of converting the proportion of the UFs poverty to the levels observed in the United States, which requires an excessively high period: 40 years. This is due to the heterogeneity of poverty reduction between the UFs. In summary, the results showed that the reduction of inequality overlaps the increase in income to explain the reduction of poverty, which occurred unevenly in the country. In addition, poverty alleviation is related to the socioeconomic development stage of the observation unit.

Keywords: poverty; convergence; elasticities.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62art4>

2. Professor adjunto na Faculdade de Economia da Universidade Federal do Mato Grosso (UFMT). *E-mail:* <henriqueroge@hotmail.com>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/7168397184289089>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-0049-1589>>.

3. Professor adjunto no Departamento de Economia e Análise da Universidade Federal do Amazonas (Ufam). *E-mail:* <lucassousa@ufam.edu.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/7263719409030919>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0001-7273-9312>>.

CONVERGENCIA Y DETERMINANTES DE VARIACIÓN EN LA PROPORCIÓN DE POBREZA EN BRASIL: ESPECIFICIDADES DE LOS AÑOS 2002-2014

Este trabajo tiene como objetivo analizar la dinámica y los determinantes de la variación de la pobreza entre 2002 y 2014 en Brasil, un período en el que el país vio una reducción considerable en la proporción de pobreza en todas las unidades de la federación. Mediante la metodología de las Cadenas de Markov, se verificó la posibilidad de converger la proporción de pobreza de las UF a los niveles observados en los Estados Unidos, lo que requiere un período excesivamente alto: 40 años. Esto se debe a la heterogeneidad de la reducción de la pobreza entre las UFs. En resumen, los resultados mostraron que la reducción de la desigualdad se superpone al aumento de los ingresos para explicar la reducción de la pobreza, que ocurrió de manera desigual en el país. Además, el alivio de la pobreza está relacionado con la etapa de desarrollo socioeconómico de la unidad de observación.

Palabras clave: pobreza; convergencia; elasticidades.

JEL: I3; D6; C23.

1 INTRODUÇÃO

A pobreza pode ser entendida, de forma geral, como a privação de recursos de um indivíduo, uma família ou um grupo, e sua definição e metodologia de construção de índices compõem um debate longo e antigo, que não é consenso entre os economistas. Trata-se de fenômeno social e econômico que sempre esteve presente nas economias capitalistas (Sachs, 2005). Somente a partir da Primeira Revolução Industrial, com a consequente elevação do número de pobres e mendigos na Inglaterra, a pobreza passou a ser analisada e debatida de modo científico. Entretanto, também é foco de divergência na literatura econômica as políticas e as vias para sua superação (Townsend, 1993).

Embora haja divergências sobre os mecanismos para superação da pobreza, em suma, a finalidade das políticas está voltada para a transição do indivíduo para o *status* de não privação – ou seja, de não pobre. Em parte, a complexidade na elaboração de políticas está associada às especificidades da pobreza; entre estas, seu caráter crônico ou transitório. O estado crônico refere-se a privações por longos períodos e apresenta elevada probabilidade de perpetuação da condição de pobreza pelas gerações subsequentes, diferentemente do caráter transitório, sendo este associado às oscilações da renda (Hulme e Shepherd, 2003). Isto é, ao configurar-se enquanto fenômeno que apresenta sua dinâmica própria e complexa, a pobreza passa a ser dotada de especificidades em que determinados grupos, em diferentes intervalos de tempo, podem abandonar ou permanecer nessa situação de vulnerabilidade.

No caso brasileiro, a pobreza configura-se enquanto um problema social com origens no processo de acumulação de riqueza do país durante a transição para o capitalismo industrial e urbano e, conseqüentemente, deve ser considerada um

elemento estrutural da economia brasileira (Barros *et al.*, 2007; Barros, Henriques e Mendonça, 2000; Rocha, 2000). Cabe destacar que a elevada proporção de pobreza observada é uma condição socioeconômica “inaceitável” do país, pois o Brasil não é essencialmente pobre, mas a desigualdade na distribuição de renda e das oportunidades de inclusão socioeconômica faz com que tenhamos, ainda, um número alto de famílias abaixo da linha de pobreza em termos absolutos (Barros, Henriques e Mendonça, 2000).

Em análise da evolução histórica recente da proporção de pobreza no Brasil,⁴ observa-se trajetória decrescente acentuada nos anos 1970, seguida por um período de modesta oscilação entre 1981 e 1997 (Banco Mundial, 2001). Entre 1980 e 1986, as flutuações econômicas de curto prazo determinaram a dinâmica da pobreza, com tendência declinante pós-1983. Entre 1988 e 1993, a retomada da inflação afetou positivamente a proporção da pobreza quando o declínio observado no período anterior foi substituído por tendência de estabilidade. Com a consolidação do Plano Real e a elevação do rendimento médio do trabalho, obteve-se redução da pobreza absoluta no intervalo 1995-1997, quando seu valor voltou a estabilizar – ou seja, as oscilações positivas e negativas foram sutis. A resistência na redução da pobreza perdurou até o período 2002-2003, quando a trajetória declinante e relativamente expressiva se estendeu até 2013 e 2014, período em que a variação da pobreza novamente apresentou tendência de estabilização nos valores observados em 2014; logo, sem comportamento de alta ou queda relativamente considerável, tomando-se os períodos anteriores (Fahel, Teles e Caminhas, 2016; Fagnani, 2011; Rocha, 2000). As causas da redução da pobreza entre 2002 e 2014 são múltiplas e estão associadas, principalmente, à recuperação econômica do país, que conciliou o aumento da renda com a redução da desigualdade, a valorização do salário mínimo, a geração de empregos formais e as políticas de transferência de renda (Dedeca, 2015). Trata-se de ritmo inédito da mitigação da pobreza desde 1960, quando se dispõe de dados estatísticos (Neri, 2011).

Tendo-se em vista essas considerações, questiona-se se a manutenção do ritmo de redução da pobreza entre 2002 e 2014 permitiria convergir a proporção da pobreza no Brasil para os níveis de países desenvolvidos. Este trabalho reconhece as disparidades entre as UFs brasileiras quanto à proporção de pobreza; trata-se de questão socioeconômica que demanda o levantamento das especificidades regionais, com o objetivo de pensar políticas públicas. A hipótese que norteia este estudo é

4. Sobre a análise histórica da pobreza no Brasil, deve-se destacar dois pontos: i) a ausência de uma linha de pobreza oficial no país; e ii) a heterogeneidade na construção de índices de pobreza na literatura econômica. A consequência direta disso está na cautela em comparar os valores absolutos apresentados em diferentes produções acadêmicas ao longo do tempo das suas respectivas publicações. Por isso, a análise que segue obedece à leitura da tendência da proporção da pobreza observada no país, tomando-se três comportamentos: de alta, queda e estabilidade; sendo esta última fazendo referência às oscilações sutis, tanto de alta quanto de queda, cujo agregado, tomando-se os períodos anteriores, não leva a mudanças significativas do ponto de vista relativo nas proporções de pobreza observadas.

que tal disparidade comprometeria o prazo para a convergência da pobreza do país relativo às observadas em países desenvolvidos.

Portanto, o objetivo principal deste trabalho é analisar a hipótese de convergência da pobreza entre as UFs brasileiras tomando um *benchmark* (referência) e, para isso, utilizará como metodologia as cadeias de Markov. A fim de complementar essa análise e levantar alguns dos elementos explicativos do prazo de convergência, serão abordadas as heterogeneidades da variação da pobreza entre as UFs. Nesse caso, serão estimadas a elasticidade-renda, a elasticidade-desigualdade e algumas das suas interações em relação à pobreza pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e do estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond (método dos momentos generalizados para sistema – GMM-sistema). O período abordado situa-se entre 2002 e 2014.

Além desta introdução e das considerações finais, este artigo ainda é composto por outras três seções. A seção 2 abordará brevemente a relação entre renda, desigualdade e pobreza, dando luz à convergência por meio das cadeias de Markov; a seção 3 trata da metodologia; e a seção 4 analisa os resultados encontrados.

2 EFEITO-RENDA E DESIGUALDADE: A CONVERGÊNCIA DA POBREZA ANALISADA POR CADEIAS DE MARKOV

As cadeias de Markov permitem verificar a possibilidade de convergência de determinada variável para recortes de interesse, como países, estados ou municípios. Os estudos empíricos mais comuns analisam a hipótese da convergência de renda – ou seja, se países pobres tendem a alcançar os países mais ricos, de tal forma a reduzir ou até mesmo cessar o hiato existente entre estes. Para isso, utilizam como metodologia comum a regressão linear com corte transversal por meio da análise de β -convergência. No entanto, os avanços teóricos e empíricos registrados nas últimas décadas permitiram que a análise da convergência não apenas se restringisse à convergência de renda, mas também a outras variáveis socioeconômicas, como expectativa de vida, educação, saúde, desigualdade, qualidade ambiental, entre outras (Zanden, 2014), bem como o uso de outras técnicas, como as cadeias de Markov.

Embora muito difundida, há diversas críticas à análise de β -convergência. Por tratar-se de técnica baseada em modelos de regressão de dados em *cross-section*, esta supõe que o coeficiente estimado seja igual para todas as unidades em estudo e que a variável em questão seja estacionária ao longo do tempo. Além disso, Friedman (1992) e Quah (1993) também salientam que esse tipo de modelagem está sujeita à falácia de Galton, em que o coeficiente negativo estimado, necessário para confirmar a hipótese de β -convergência, significa o valor médio da amostra selecionada, não representando de fato a tendência de convergência.

Devido a esses problemas, Quah (1993) sugere o uso de cadeias de Markov para testar a hipótese de convergência. De acordo com Porto Júnior e Ribeiro (2003), a cadeia de Markov é mais eficiente ao examinar a informação disponível, pois considera tanto a dimensão transversal quanto a longitudinal da amostra, enquanto a regressão considera somente a dimensão longitudinal. Além disso, em um processo de Markov não existe dependência temporal. Assim, se o limite da distribuição for unimodal, a hipótese de convergência é confirmada, de tal forma que os países ou as regiões convergem para o mesmo valor médio. Nesse sentido, cadeias de Markov também se mostram úteis no processo de análise da convergência da pobreza.

Compreender a dinâmica da convergência engloba a explicação do período de convergência, caso esta ocorra, ciente do comportamento peculiar da pobreza entre as UFs no recorte temporal selecionado. Embora uma sucessão de elementos esteja relacionada à flutuação do número de pobres em dada sociedade, a metodologia empírica sobre os determinantes da flutuação da pobreza pode dar-se pela variação da renda e da desigualdade de renda. Nesse contexto, o crescimento do produto econômico tem se mostrado relevante, mas não suficiente enquanto variável explicativa. Datt e Ravallion (1991) foram dois dos primeiros autores a testarem empiricamente a estimativa da elasticidade-renda da pobreza, cujo sinal se mostrou positivo. As conclusões deste trabalho reconhecem a efetividade do acréscimo no nível de renda em reduzir a pobreza, conclusões semelhantes às de Adams Junior (2003) e Gafar (1998).

O crescimento, entretanto, é insuficiente em explicar a totalidade da variação da pobreza, dada a possibilidade de beneficiar heterogeneamente os indivíduos de determinada economia. Isso foi observado por evidências empíricas que indicaram, em diferentes amostras, que a mesma taxa de crescimento econômico está associada a diferentes variações na taxa de pobreza (Rocha, 2006b; Son, 2004, Gafar, 1998). Nesse sentido é que se insere o debate em torno da distribuição de renda, em que a magnitude do efeito do crescimento econômico sobre a pobreza passa a estar associada com o nível de desigualdade de renda (Adams Junior, 2004; Kimenyi, 2006; Kakwani e Pernia, 2000).

Tendo isso em vista, Bourguignon (2003) e Ravallion e Chen (1997) constataram que o efeito sobre a redução da pobreza seria maior por meio da combinação de políticas que promovam o crescimento e a redistribuição da renda. Tal constatação parte da relação triangular entre as variáveis crescimento, pobreza e desigualdade de renda. Em consonância com a literatura econômica, Bourguignon (2003), supondo uma distribuição normal da renda em dada sociedade, observou que o crescimento econômico eleva, de forma proporcional, a renda do conjunto

da população, e a redução da desigualdade de renda altera a distribuição da renda relativa a favor da parcela da população de menor renda.

Os efeitos de cada variável sobre a pobreza, que são dados pela elasticidade-renda da pobreza e pela elasticidade-desigualdade da pobreza, variam de acordo com as especificidades socioeconômicas de cada região, de tal forma que políticas voltadas para o crescimento seriam mais eficientes em regiões mais pobres, ao passo que políticas redistributivas seriam mais eficientes em regiões mais ricas e com elevado percentual de concentração de renda (Bourguignon, 2003; Tochetto, 2004, Ravallion e Chen, 1997). Portanto, a variação da pobreza pode ser explicada pelo efeito-renda e pelo efeito-desigualdade, e o módulo do valor da elasticidades-renda e da elasticidade-desigualdade da pobreza determina os efeitos de cada política sobre a variação da pobreza.⁵

3 METODOLOGIA

Com vistas a analisar a convergência da pobreza e decompor os determinantes da sua oscilação no Brasil no período 2002-2014, a metodologia encontra-se estruturada em duas partes: os dados e as variáveis; e os modelos analíticos (cadeia de Markov e elasticidades por meio do estimador GMM-sistema e MQO).

3.1 Dados e variáveis

Para a realização deste trabalho, foram utilizados os microdados provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados são referentes ao período 2002-2014 e abrange as 27 UFs. Todas as variáveis monetárias estão em valores reais de 2013, referente a setembro, segundo o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE.

Tendo-se em vista que o Brasil não possui uma linha oficial de pobreza, para os cálculos e as estimativas, será considerada a linha de pobreza referente à metade do salário mínimo de 2013.⁶ O índice de pobreza utilizado por Foster, Greer e Thorbecke (1984) permite estimar a proporção de pobreza (P_0) a partir da razão

5. Entretanto, como destaca Gaiger (2011), um conjunto de outros elementos também apresenta um papel importante em explicar a variação da pobreza, entre estes: o mercado de trabalho; a valorização do salário mínimo; o crescimento agrícola; e a previdência pública.

6. O critério monetário para definição da privação compreende o *mainstream* das análises sobre a pobreza (Sen, 1993). A renda, enquanto relevante determinante do consumo, tendo-se em vista sua liquidez, permite a posse de outros ativos que compreendem as necessidades básicas do indivíduo em uma sociedade capitalista por meio de troca (Cobo, Athias e Mattos, 2013). Disso advém a adoção do critério monetário, renda, enquanto boa *proxy* na mensuração da carência. Além disso, no Brasil, algumas das políticas direcionadas para superação da situação de privação constroem linhas de pobreza derivadas do salário mínimo, como é o caso do Programa Bolsa Família (PBF). A opção por essa linha de pobreza em detrimento de outras que consideram os diferentes custos de vida existentes entre as UFs, como a de Rocha (2006a), deve-se ao fato de a análise da convergência por meio da metodologia de cadeias de Markov exigir que uma mesma variável seja utilizada ao longo do tempo e por todas as UFs. Ou seja, a metodologia não é compatível com linhas de pobrezas divergentes entre as UFs.

entre o número de indivíduos no domicílio com renda *per capita* abaixo da linha de pobreza, pela quantidade total de indivíduos do mesmo domicílio. A renda *per capita* ponderada foi obtida por meio da divisão da renda domiciliar total pelo número de indivíduos do mesmo domicílio. A medida de desigualdade utilizada é o índice de Gini,⁷ que permite mensurar o grau de desigualdade na distribuição de renda *per capita* entre os indivíduos.

Como será abordado na subseção 2.2.2, serão geradas cinco variáveis de interação para estimativas, com vistas a captar parte das especificidades do efeito-renda e do efeito-desigualdade sobre a pobreza. A variável de interação I é o inverso do nível inicial de desenvolvimento, resultado da divisão da linha de pobreza da unidade de observação pela renda *per capita* inicial da mesma unidade de observação. A variável de interação II é o produto da renda no período *t* com a desigualdade inicial da unidade de observação. A variável de interação III é produto da renda no período *t* com o inverso do nível inicial de desenvolvimento da unidade de observação. A variável de interação IV é produto da desigualdade no período *t* com a desigualdade inicial da unidade de observação. Por fim, a variável de interação V é produto da desigualdade no período *t* com o inverso do nível inicial de desenvolvimento. Nesses casos, as variáveis de interação fazem referência às elasticidades tomando as UFs. O quadro 1 traz as especificações de tais variáveis, em que o subscrito *i* faz referência à unidade de observação no ano *t*.

QUADRO 1
Especificação das variáveis de interação

Variável	Sigla	Especificação da variável
Variável de interação I	$\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}} \right]$	A incidência da pobreza em relação ao inverso do desenvolvimento inicial da UF.
Variável de interação II	$[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$	O efeito da variação da renda sobre a variação da pobreza, dada a desigualdade de renda das UFs no período inicial da amostra.
Variável de interação III	$[Y_{it}] \cdot \ln \left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}} \right]$	O efeito da variação da renda sobre a pobreza, tomando-se o nível inicial de desenvolvimento das UFs.
Variável de interação IV	$[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$	O efeito da variação da desigualdade de renda sobre a variação da pobreza, dada a desigualdade de renda das UFs no período inicial da amostra.
Variável de interação V	$[Gini_{it}] \cdot \ln \left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}} \right]$	O efeito da variação da desigualdade da renda sobre a pobreza, tomando-se o nível inicial de desenvolvimento das UFs.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqjX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

7. O índice de Gini foi a variável selecionada para estabelecer comparações entre a distribuição efetiva de uma variável (renda) com a distribuição uniforme que representa a igualdade (curva de Lorenz), a fim de representar a desigualdade de renda entre as pessoas do domicílio rural analisado. Essa variável assume valores no intervalo de 0 (perfeita igualdade) a 1 (concentração máxima).

Definidas as variáveis que irão compor o modelo, a tabela 1 apresenta suas respectivas descrições estatísticas.

TABELA 1
Descrições estatísticas das variáveis de dados em painel (2002 e 2014)

Variável	Sigla	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão
Proporção de pobres	P_0	11,889	78,834	46,379	0,360
Renda <i>per capita</i>	Y_{it}	213,492	1324,019	484,781	0,402
Coefficiente de Gini	$Gini_{it}$	0,449	0,640	0,551	0,070
Variável de interação I	$\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}} \right]$	0,2458	1,961	0,909	0,352
Variável de interação II	$[Y_{it}]. \ln[G_{i0}]$	96,985	1276,165	309,912	170,052
Variável de interação III	$[Y_{it}]. \ln \left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}} \right]$	150,598	1157,971	479,809	283,360
Variável de interação IV	$[Gini_{it}]. \ln[G_{i0}]$	0,196	0,394	0,307	0,037
Variável de interação V	$[Gini_{it}]. \ln \left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}} \right]$	0,152	1,144	0,487	0,193

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

Por hora, cabe ressaltar que, até mesmo se considerando os avanços socioeconômicos positivos no período analisado, a elevada heterogeneidade entre as UFs é, em parte, ilustrada na tabela 1. No Brasil, coexistem UFs com alta proporção de pobreza em detrimento de outras com baixas proporções; isso também vale para a renda e o grau de concentração de renda. As especificidades entre as unidades de observação, que respondem por esses valores da estatística descritiva, serão abordadas na seção 4, que discute os resultados encontrados.

3.2 Modelos analíticos

Como mencionado anteriormente, tendo-se em vista os objetivos traçados, os resultados são obtidos de dois modelos analíticos: a cadeia de Markov, uma metodologia não paramétrica de análise da convergência; e a elasticidade-renda, elasticidade-desigualdade e algumas propostas de variáveis de integração que captam a variação da pobreza por meio dos estimadores de GMM-sistema e MQO.

Nesse sentido, cabe destacar que existem diferentes maneiras de verificar a hipótese da convergência, as mais conhecidas são as técnicas de β -convergência

e σ -convergência.⁸ Neste estudo, optou-se por utilizar a cadeia de Markov, que tem vantagens metodológicas perante as demais técnicas, como estacionariedade da distribuição de probabilidades, propriedade essencial para a análise da convergência. A convergência trata-se da redução de disparidades ao longo do tempo de alguma variável; no caso deste trabalho, a taxa de pobreza. Em outras palavras, pretende-se saber, por meio de cadeias de Markov, se a taxa de pobreza entre os estados brasileiros tende a convergir para uma mesma taxa.

Por sua vez, o cálculo das elasticidades visa observar a constatação de Bourguignon (2003) sobre o decréscimo da pobreza diante da elevação da renda ou da redução da desigualdade de renda. A metodologia consiste, basicamente, em decompor os efeitos-renda e desigualdade sobre a variação da pobreza, de modo a captá-los isoladamente. Para isso, ao analisar-se o efeito-renda, considera-se o efeito-desigualdade constante, e vice-versa (Pernia, 2003).

3.2.1 Cadeias de Markov

Seguindo a aplicação de Alves, Madeira e Sousa (2018) e a definição de Taha (2008), uma cadeia de Markov é um processo estocástico em que a ocorrência de um estado futuro depende apenas do estado imediatamente anterior. Em uma cadeia de Markov com n estados (resultados, classes ou estratos), as probabilidades em um ponto específico do tempo $t = 0, 1, 2, \dots$ são definidas de acordo com a equação (1):

$$P_{ij} = P\{X_t = j | X_{t-1} = i\}, (i, j) = 1, 2, \dots, n; t = 0, 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

em que X é uma variável e p_{ij} é a probabilidade de transição do estado i , em $t-1$, para o estado j em t . Por definição: $\sum_j p_{ij} = 1, i = 1, 2, \dots, n$ e $p_{ij} \geq 0, (i, j) = 1, 2, \dots, n$.

As probabilidades de transição de um estado para outro podem ser apresentadas como uma matriz quadrada $P = [p_{ij}]$, denominada matriz de transição da cadeia de Markov, conforme a equação (2):

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & \dots & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & \dots & p_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{n1} & p_{n2} & p_{n3} & \dots & p_{nn} \end{pmatrix}, \quad (2)$$

em que P define a cadeia de Markov e tem como propriedade que todas as probabilidades de transição (p_{ij})⁹ presentes na matriz sejam estacionárias e independentes ao longo do tempo (Taha, 2008). Isso significa que as probabilidades não se alteram no que concerne ao tempo, mas sim em relação de um estado para outro. Tais

8. Para mais detalhes, ver Barro e Sala-i-Martin (1995) e Sala-i-Martin (1996).

9. Neste estudo, p_{ij} é entendida como a probabilidade de transição de uma UF que estava em um estrato (classe ou estado) de pobreza i em 2002 para o estado j em 2014.

características são fundamentais, uma vez que, para a análise de convergência, é necessário que as séries sejam estacionárias.

Embora uma cadeia possa ter infinitos estados (classes ou estratos) e diferentes ordens, este estudo adotou uma cadeia de Markov discreta, finita e de primeira ordem – ou seja, pretende-se analisar a transição em dois períodos (2002 e 2014), com um número finito de classes de pobreza (A, B, C, D e E). A classe A corresponde às UFs brasileiras consideradas com baixa taxa de pobreza (pobreza menor ou igual a 15%), as classes B (pobreza de 15,01% a 30,00%), C (pobreza de 30,01% a 45,00%) e D (pobreza de 45,01% a 60,00%) são UFs com níveis “intermediários” de pobreza, e a classe E representa as UFs com maior taxa de pobreza (pobreza maior que 60%).

A estacionariedade das probabilidades permite que a matriz de transição possa ser utilizada para descrever o comportamento da taxa de pobreza para qualquer horizonte de tempo, o que possibilita avaliar a dinâmica de longo prazo das classes de pobreza e o equilíbrio no estado estacionário (Quah, 1993). Em uma cadeia de Markov ergódica, as probabilidades de estado no equilíbrio (π_j) são definidas pela equação (3):

$$\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} a_j^{(n)}, j = 1, 2, \dots, \quad (3)$$

em que $a_j^{(n)}$ são as probabilidades absolutas de estar no estado j após n transições (com $n > 0$). Essas probabilidades são independentes das probabilidades iniciais $\{a_j^{(0)}\}$, e, portanto, a classificação da taxa de pobreza deve convergir para uma classificação estacionária. Essas probabilidades são definidas com base na equação (4), dado $\pi = \pi P$:

$$\sum_j \pi_j = 1. \quad (4)$$

De acordo com a equação (4), se as probabilidades π permanecerem inalteradas depois de uma transição, estas representam a distribuição do estado no equilíbrio (estado estacionário). Por meio das probabilidades no estado estacionário, é possível encontrar também o número esperado de transições antes de os sistemas retornarem para um estado j pela primeira vez. Isso é definido como tempo médio do primeiro retorno ou tempo médio de recorrência, μ_{ij} , e é estimado em uma cadeia de Markov de n estados com base na equação (5) (Taha, 2008):

$$\mu_{ij} = \frac{1}{\pi_j}, j = 1, 2, \dots, n. \quad (5)$$

3.2.2 Dados em painel e MQO

Para captar a redução da pobreza no Brasil, será utilizado o modelo de dados em painel que é caracterizado pelo uso de séries de tempo (*time-series*) com cortes seccionais (*cross-section*), cuja apresentação geral:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^k x_{kit}\beta_{kit} + \epsilon_{it}; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (6)$$

Os subscritos i e t representam, respectivamente, a unidade seccional e o período de tempo. Desse modo, y_{it} é a variável dependente; β_0 é o intercepto específico; β_{kit} é o vetor ($k * 1$) dos parâmetros a serem estimados; x_{kit} são os valores observados das variáveis independentes selecionadas para análise; e ϵ_{it} é o termo de erro.

O caráter dinâmico do modelo de dados em painel, a partir do estimador do GMM, é estruturado a partir da inclusão da variável dependente defasada enquanto variável explicativa do modelo, o que permite melhor ajustamento das relações econômicas dinâmicas das estimativas, além de eliminar o viés de estimação, ao controlar, diante da existência, a correlação entre os valores passados da variável dependente e os valores presentes das demais variáveis explicativas (Baltagi, 2001; 2005). Em GMM, tomando-se as primeiras diferenças, elimina-se o termo de erro individual (o termo que capta os efeitos aleatórios não observáveis dos indivíduos, fixos no tempo) e a endogeneidade – dada a inclusão da variável dependente defasada.

A autocorrelação dos erros, quando aplicadas as primeiras diferenças, pode ser solucionada pelo uso de variáveis instrumentais, desde que sejam pertinentes para ΔY_{it-1} ,¹⁰ e pela estimação do GMM-sistema. Estimar nesse método, tal como neste trabalho, admite três pressupostos: i) a primeira diferença das variáveis explicativas não é correlacionada com os efeitos fixos; ii) os instrumentos utilizados devem ser válidos; e iii) os erros não devem ter correlação serial de segunda ordem. Dessa forma, é possível gerar resultados com maior precisão (Baltagi, 2005).

Definida a modelagem econométrica, a equação (7) estima a relação de Bourguignon (2003) referente à elasticidade-renda da pobreza e à elasticidade-desigualdade da pobreza:

$$\Delta \ln[P_{0,it}] = \beta + \alpha \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \gamma \Delta \ln[Y_{it}] + \delta \Delta \ln[Gini_{it}] + \mu_{jit}, \quad (7)$$

em que o subscrito i representa as unidades de observação (UFs) e o subscrito t é o período observado: $t = 2002, 2003, \dots, 2014$. Os parâmetros β , α , γ , δ a serem estimados são, respectivamente, a constante, a elasticidade de dependência temporal da variável pobreza com esta mesma defasada em um período, a elasticidade-renda da pobreza e a elasticidade-desigualdade da pobreza.

10. Ver a estimação em dois estágios por Arellano e Bond (1991) e a proposta de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), para a estimação em GMM-sistema em Baltagi (2005).

A partir dessa definição, a fim de captar aspectos da heterogeneidade da amostra e da complexidade de tratar dos determinantes da variação da pobreza, ainda serão estimados outros três modelos, que são variações da equação (7). Em suma, trata-se da inclusão de variáveis de interação, tal como abordado por Kalwij e Verschoor (2004), Marinho e Araújo (2012) e Batista (2014), que captam as especificidades do efeito-renda e do efeito-desigualdade. A justificativa para considerar tais variáveis, segundo o referencial citado, deve-se ao fato de a variação da pobreza estar relacionada ao contexto inicial da unidade de observação. Ou seja, a elasticidade-renda e a elasticidade-desigualdade da pobreza variam de acordo com o quão desenvolvida é a unidade de observação e a desigualdade de renda no período inicial da amostra.¹¹ Nesse contexto, seja a *proxy* para o inverso do nível inicial de desenvolvimento definida como: $\frac{z_{it}}{Y_{i0}}$, em que z_{it} é a linha de pobreza na unidade de observação i e tempo t e Y_{i0} a renda da unidade de observação no início da amostra, tem-se:

$$\Delta \ln[P_{0,it}] = \beta + \alpha \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \gamma \Delta \ln[Y_{it}] + \delta \Delta \ln[Gini_{it}] + \theta \Delta \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right] + \mu_{jit}, \quad (8)$$

$$\Delta \ln[P_{0,it}] = \beta + \alpha \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \gamma \Delta \ln[Y_{it}] + \rho \Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}] + \sigma \Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right] + \delta \Delta \ln[Gini_{it}] + \mu_{jit}, \quad (9)$$

$$\Delta \ln[P_{0,it}] = \beta + \alpha \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \gamma \Delta \ln[Y_{it}] + \delta \Delta \ln[Gini_{it}] + \varphi \Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}] + \omega \Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right] + \mu_{jit}. \quad (10)$$

A equação (8) acresce na equação (7) o parâmetro θ que denota a sensibilidade da pobreza ao inverso do nível inicial de desenvolvimento, $\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right]$. Por sua vez, a equação (9) explora o efeito-renda, ao considerar as variáveis de interação da renda com a desigualdade inicial, $[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$, e o inverso do nível de desenvolvimento, $[Y_{it}] \cdot \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right]$, respectivamente representados, nas estimativas, pelos parâmetros ρ e σ . Por fim, a equação (10) considera o efeito-desigualdade, ao tomar as variáveis de interação da desigualdade com a desigualdade inicial, $[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$, e o inverso do nível de desenvolvimento, $[Gini_{it}] \cdot \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right]$, respectivamente representados pelos parâmetros φ e ω .

Complementarmente às estimativas do modelo, também serão apresentados os testes de sobreidentificação de Hansen, os resultados dos testes de autocorrelação na equação em nível de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond.

Por compor a unidade de observação, a estimação em dados em painel não é possível para as unidades de observação, a fim de captar a heterogeneidade do

11. A hipótese é de que, quanto maior a desigualdade inicial, maior seria a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza — hipótese de Bourguignon (Marinho e Araújo, 2012). Para demonstração algébrica da inclusão das variáveis de interação, ver Kalwij e Verschoor (2004).

efeito-renda e do efeito-desigualdade sobre a proporção de pobres. Por isso, o estimador utilizado será MQO. Além do estimador, a equação a ser calculada também demanda modificações, posto que, ao estimar em MQO quaisquer das equações (7) a (10), se tem o problema de endogeneidade. Portanto, adotar-se-á o exercício semelhante ao desenvolvido por Adams Junior (2004), Resende (2008) e Simão Filho, Freguglia e Procópio (2010).

A análise longitudinal é dividida em duas partes; na primeira, busca-se mensurar a elasticidade da pobreza em relação à variação da renda *per capita* (equação 11); na segunda, o efeito do crescimento é corrigido pela desigualdade (equação 12). No segundo caso, considerar a desigualdade, é possível captar que, à medida que a desigualdade cresce, o efeito da renda sobre a pobreza tende a reduzir-se, chegando a um efeito nulo quando a desigualdade é suficientemente alta (Ravallion, 1997):

$$\ln[P_{0,i}] = \beta + \zeta \ln[Y_i] + \varepsilon, \quad (11)$$

$$\ln[P_{0,i}] = \beta + \Psi \ln[(1 - Gini_i) \cdot Y_i] + \varepsilon, \quad (12)$$

em que ε é o termo de erro; na equação (11), ζ é a elasticidade de pobreza-crescimento; na equação (12), $Gini_i$ é a desigualdade de renda e Ψ , a elasticidade-renda corrigida pela desigualdade.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

No período analisado, não houve exceções entre as UFs quanto ao sentido da variação da pobreza e da desigualdade de renda, que se reduziram, e da renda, que se elevou. Em suma, a redução média da pobreza entre as UFs foi de 53,74%, a desigualdade média diminuiu 13,47% e a renda média aumentou 41,66% (apêndice A). Embora se trate de avanço socioeconômico, os valores observados abrem margens para sublinhar a heterogeneidade inerente entre as UFs brasileiras, tanto no que diz respeito aos valores absolutos quanto no que concerne a sua dinâmica no tempo.

Maranhão e Alagoas apresentam os maiores percentuais de indivíduos abaixo da linha de pobreza nos períodos observados; em 2014, a proporção de pobres nessas duas UFs foi de 48,55% e 46,52%, respectivamente. Trata-se de proporção superior à observada em várias outras UFs em 2002, início da análise deste trabalho. Por sua vez, São Paulo e Santa Catarina são as UFs menos pobres, com proporção de pobreza, em 2014, inferior a 10%. Essa discrepância, nesse ano, pode ser observada no desvio-padrão da proporção da pobreza entre as UFs: 12,93.¹²

12. O desvio-padrão da tabela 1 diz respeito ao das variáveis selecionadas entre os indivíduos que compõem a amostra. Por sua vez, o desvio-padrão da seção 3 concerne às UFs.

Outro ponto relevante a ser destacado quanto à proporção da pobreza é seu ritmo de redução entre 2002 e 2014. Em Santa Catarina, UF com menos indivíduos pobres, e Mato Grosso do Sul, essa redução foi superior a 75,00%. Desempenhos menos expressivos foram observados no Acre e no Pará, cuja redução foi de 17,32% e 29,11%, respectivamente.

Quanto à desigualdade da renda, salvo poucas exceções, as UFs mais desiguais no início da amostra permaneceram entre as mais desiguais no final da amostra. Isso também pode ser afirmado para as UFs menos desiguais. Nesse contexto, em 2014, a desigualdade da renda é mais elevada no Acre, 0,543, e no Distrito Federal, 0,577, e menos expressiva em Santa Catarina, 0,416. De 2002 para 2014, Rio de Janeiro e Distrito Federal apresentaram as menores reduções da desigualdade: -6,79% e -3,90%, respectivamente. As maiores reduções foram observadas em Mato Grosso (-20,32%), no Piauí (-19,79%) e no Amapá (-19,42%).

Por fim, a renda média *per capita* apresentou, no período analisado, o maior desvio-padrão entre as UFs. A renda revelou-se mais elevada em Santa Catarina, em São Paulo e no Distrito Federal, mais que o dobro daquela observada onde a renda é menor: Alagoas e Maranhão. O aumento da renda foi relativamente expressivo nas UFs.

Feitas tais observações, a tabela 2 apresenta a correlação entre essas variáveis. Nas UFs, pode-se observar que a proporção da pobreza cresce, em média, quando aumenta o coeficiente de Gini; por sua vez, a correlação negativa com a renda *per capita* indica que a proporção da pobreza decresce, em média, quando se eleva a renda *per capita*. Cabe ainda ressaltar a correlação negativa entre a concentração de renda e a renda *per capita*.

TABELA 2
Correlação das variáveis do modelo (2002 e 2014)

	P_0	Renda <i>per capita</i>	Coefficiente de Gini
P_0	1,000	-	-
Renda <i>per capita</i>	-0,871	1,000	-
Coefficiente de Gini	0,657	-0,440	1,000

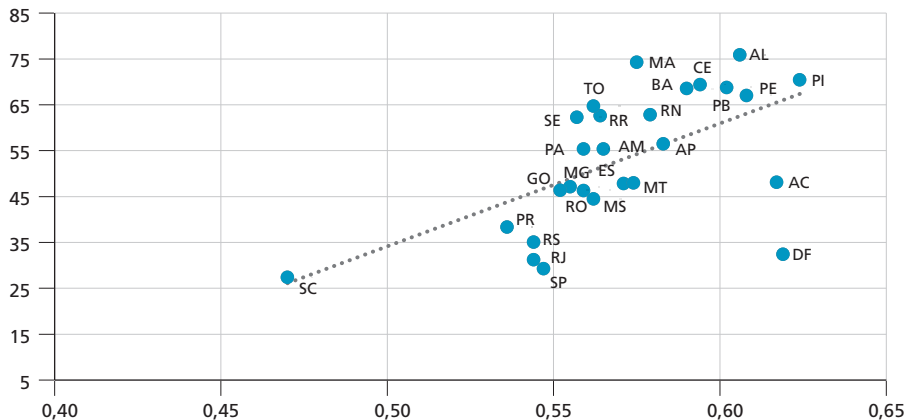
Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016.
Elaboração dos autores.

O gráfico 1 ilustra a variação da pobreza em relação à desigualdade de renda e à renda *per capita* no início e no final do período analisado.

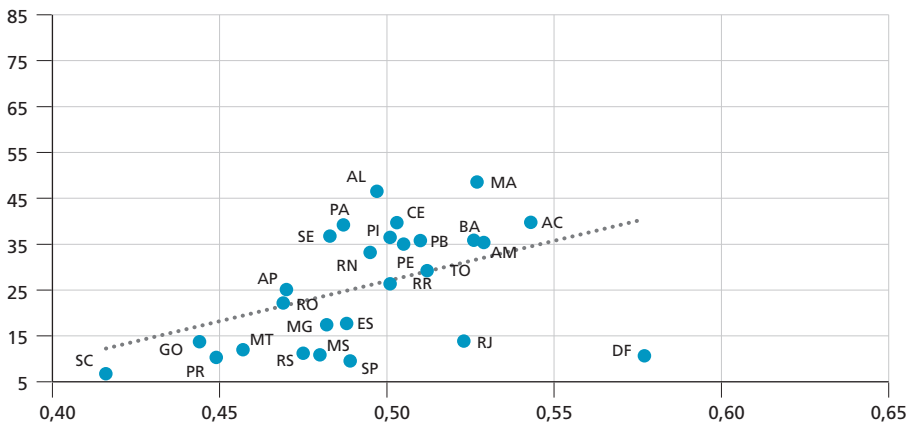
GRÁFICO 1

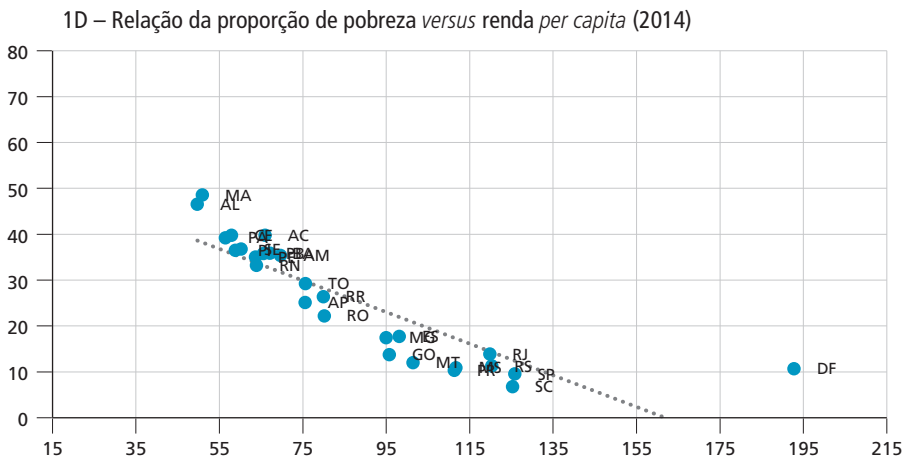
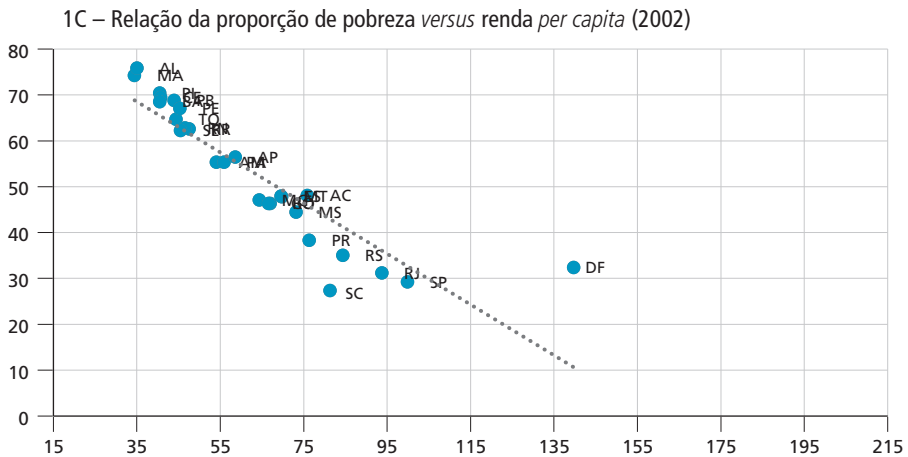
Variação da pobreza em relação à desigualdade de renda e à renda *per capita* (2002 e 2014)

1A – Relação da proporção de pobreza *versus* índice de Gini (2002)



1B – Relação da proporção de pobreza *versus* índice de Gini (2014)





Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

No gráfico 1 (1A e 1B), o deslocamento para baixo e para a esquerda dos pontos indicativos das UFs, entre 2002 e 2014, corrobora o enunciado da redução da pobreza e da desigualdade de renda entre as unidades de observação. As linhas de tendência positivas indicam que a proporção de pobreza é mais elevada nas UFs mais desiguais. Nesse caso, Santa Catarina destaca-se, em ambos os anos, por apresentar a menor concentração de renda e pobreza; a posição do Distrito Federal também é peculiar por coexistir, relativamente, baixa proporção de pobreza e desigualdade alta. Por fim, Maranhão e Alagoas, que possuem a maior proporção de pobres no país, também têm elevada concentração de renda.

Ademais, no gráfico (1C e 1D), a linha de tendência é negativa – ou seja, as UFs com maior renda tendem a ser as com menor proporção de pobreza. De 2002

para 2014, o deslocamento para direita e para baixo dos pontos indicativos das UFs – isto é, elevação da renda e redução da desigualdade – Maranhão, Alagoas e Santa Catarina permanece sendo os extremos da análise: Maranhão e Alagoas têm as menores rendas e as maiores proporções de pobreza, o contrário do observado em Santa Catarina. O Distrito Federal novamente se destoa das demais UFs por apresentar renda maior, mas com proporção de pobreza semelhante às UFs de renda elevada.

Dessa forma, tomando-se comparativos internacionais, o Brasil destaca-se por ter renda desproporcional com o volume de pobreza; a chave para a compreensão dessa peculiaridade está na considerável desigualdade de renda (Barros, Henriques e Mendonça, 2001; Barbosa, Souza e Soares 2020).

4.1 Cadeias de Markov: convergência da taxa de pobreza

Neste estudo, foi utilizada para a análise da hipótese de convergência da taxa de pobreza uma cadeia de Markov discreta, finita e de primeira ordem, pois foi analisada a transição entre dois períodos, com um número finito de classes de pobreza. Não há regra única para definir a amplitude das classes; os critérios normalmente são arbitrários (Porto Júnior e Ribeiro, 2003). Assim, a taxa de pobreza foi dividida em cinco partes, sendo a classe A, a de menor taxa de pobreza, e a E, a de maior nível de pobreza. A tabela 3 mostra as classes determinadas neste trabalho para 2002 e 2014.

TABELA 3
Frequências observadas para as classes de pobreza (2002 e 2014)

Classe	Estrato (%)	2002		2014	
		Frequência absoluta	Frequência relativa (%)	Frequência absoluta	Frequência relativa (%)
A	≤ 15,00	1	0,035	10	35,71
B	15,01-30,00	2	0,071	6	21,43
C	30,01-45,00	5	0,178	10	35,71
D	45,01-60,00	9	0,321	2	7,14
E	≥ 60,00	11	0,392	0	0,00
Total		28	1,00	28	100,00

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

Antes de avaliar a tabela 3, é importante observar que este estudo utilizou como *benchmark* a taxa de pobreza dos Estados Unidos¹³ – ou seja, pretende-se verificar se, no longo prazo, os estados brasileiros tendem a convergir para a

13. A linha de pobreza considerada nos Estados Unidos faz referência às necessidades econômicas baseadas nos padrões de vida. Ver metodologia em Gabe (2015).

taxa de pobreza norte-americana. Por esse motivo, o número total de UFs é 28. A taxa de pobreza norte-americana foi utilizada como referência, pois em 2002 a UF brasileira com menor taxa de pobreza era Santa Catarina, com 27,3%, taxa considerada elevada para os padrões de desenvolvimento. Como a cadeia de Markov exige que em cada classe haja pelo menos um indivíduo, a taxa de pobreza norte-americana, que em 2002 era de 12,1%, foi utilizada como “representante” da classe de pobreza A. Se isso não fosse feito, a classe A significaria taxas de pobreza com valores menores e iguais a 30%, valor considerado alto; isso permitiria que o processo de convergência fosse atingido “facilmente” e não representasse, aos padrões internacionais, patamares de pobreza de países desenvolvidos. É importante destacar também que, embora existam diferentes formas de mensurar a pobreza, inclusive se considerando diferenças nos custos de vida dos estados, a análise da convergência neste estudo analisou exclusivamente o caráter monetário da pobreza, pois, para testar a hipótese da convergência por cadeia de Markov, deve-se considerar apenas uma variável. Ao analisar a tabela, observa-se que, em 2002, a maior parte dos estados brasileiros possuía taxa de pobreza superior a 45%, o que representa mais de 70% dos estados. Por sua vez, em 2014, esse percentual se reduziu para aproximadamente 7%; uma evolução muito significativa, o que inclusive é corroborado pelas análises de Neri (2011) e Dedeca (2015).

Nesse ano, a classe E, com taxa de pobreza maior ou igual a 60%, reduziu significativamente sua representatividade, de 39,29% dos estados para 0,00%; enquanto a classe A, com taxa de pobreza menor ou igual a 15%, aumentou sua representatividade de 3,57% para 35,71%. Os resultados observados para as frequências relativas serviram de base para a construção da matriz de transição (cadeia) de Markov apresentada na tabela 4.

TABELA 4
Matriz de transição de Markov (2002 e 2014)

		Classe em 2014				
		A	B	C	D	E
Classe em 2002	A	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	B	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	C	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	D	0,222	0,444	0,333	0,000	0,000
	E	0,000	0,181	0,636	0,181	0,000

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/klqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016.
Elaboração dos autores.

A matriz de transição (tabela 4) consiste em uma matriz de probabilidades, que revela a probabilidade de transição das UFs brasileiras, entre as cinco classes de pobreza, de 2002 para 2014. Observa-se na matriz que há classes absorventes – isto

é, há tendência de permanência da classe de pobreza inicial para o período seguinte ($p_{ij} = 1$) nas classes A, B e C. Ou seja, do total de UFs que estavam nas classes A, B e C em 2002, 100% permaneceram em suas respectivas classes em 2014. Por sua vez, as classes D e E obtiveram o maior número de transições. Por exemplo, das nove UFs que estavam na classe D em 2002, nenhuma permaneceu nesta em 2014, 33,33% evoluíram para classe C, 44,44%, para a classe B e 22,22%, para a classe A. As UFs que estavam na classe E em 2002 também evoluíram para classes superiores (D, C e B). De modo geral, as UFs permaneceram ou evoluíram de classes de um ano para o outro, o que demonstra tendência de evolução positiva para nível de pobreza mais baixo no longo prazo.

Esses resultados, *a priori*, demonstram tendência de convergência das taxas de pobreza. Isto é, UFs mais pobres tenderiam a alcançar as menos pobres – incluindo-se os Estados Unidos no longo prazo. Essa hipótese pode ser verificada por meio de matrizes de transição de Markov de acordo com a tabela 5. Nessa tabela, há informações da distribuição inicial das UFs brasileiras e do *benchmark* (Estados Unidos) entre as diferentes classes, a solução para $n = 1, 2$ e 3 períodos à frente, as probabilidades no estado estacionário por classes de pobreza e o tempo médio de recorrência.

TABELA 5
Distribuição de frequências para diferentes transições de Markov (2002 e 2014)

Classe	Distribuição inicial (2002)	Número de transições			Estado estacionário (π)	Tempo médio de recorrência ($1/\pi$)
		1	2	3		
A	0,035	0,357	0,944	1	1	1
B	0,071	0,214	0,031	0	0	Infinito
C	0,178	0,357	0,023	0	0	Infinito
D	0,321	0,071	0,000	0	0	Infinito
E	0,392	0,000	0,000	0	0	Infinito

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

A tabela 5 mostra evolução significativa da classe A, a classe com menor nível de pobreza. Em 2002, apenas o *benchmark* (Estados Unidos) pertencia a essa classe; por sua vez, no estado estacionário, existe uma probabilidade de 100% de as UFs brasileiras estarem nessa classe de pobreza no longo prazo. Esses resultados revelam uma matriz de transição de longo prazo redutível – isto é, o número inicial de classes foi reduzido a apenas uma, para a classe A. Isso indica haver convergência de pobreza para a classe mais elevada (taxa de pobreza inferior a 15%); ou seja, convergência dos níveis de pobreza das UFs brasileiras para o nível de pobreza norte-americana. Em outras palavras, isso significa que, no longo prazo, as UFs

brasileiras terão um nível de pobreza bem menor. Esse resultado se encontra em consonância com os estudos de análise de convergência de renda, em que países ou regiões mais pobres tendem a alcançar os mais ricos (Barro e Sala-i-Martin, 1995; Sala-i-Martin, 1996). No entanto, o tempo para que a convergência da pobreza para o nível mais baixo ocorra é de pelo menos três períodos, o que equivale a aproximadamente quarenta anos (13×3), *ceteres-paribus*.

4.2 Estimativa em GMM: sistema e MQO

Com relação ao modelo econométrico, os resultados (tabelas 6 e 7) foram estimados por MQO, *within groups*¹⁴ e GMM-sistema. O método de estimação em GMM-sistema considerou $P_{0,it-1}$ como variável predeterminada e os regressores como endógenos. Nas estimativas, também foi utilizada a opção *collapse* do comando *xtabond2* do *software* estatístico Stata, para reduzir a quantidade de instrumentos.

Na tabela 6, *ar1p* e *ar2p* correspondem ao teste de autocorrelação de Arellano-Bond para correlação de primeira ordem para as diferenças dos erros do modelo e ao teste de autocorrelação para correlação de segunda ordem para as diferenças dos erros do modelo, respectivamente. Os valores dos testes referem-se aos *p*-valores concernentes às estatísticas de teste.

As elasticidades estimadas (tabela 6) apresentaram o sinal esperado: positivo para a elasticidade-desigualdade da pobreza e negativo para a elasticidade-renda da pobreza; além disso, foram significativas estatisticamente no nível de 1%. Os testes R^2 apontam o elevado poder explicativo das variáveis independentes do modelo. Nesse sentido, os resultados corroboram a literatura abordada em que a mitigação da pobreza pode ser resultado tanto do aumento da renda *per capita*, mantendo a desigualdade de renda, quanto da redução da desigualdade, conservando a renda *per capita* constante. Consequentemente, com vistas à redução do número de pessoas na situação de pobreza, melhores resultados seriam obtidos a partir da combinação de elevação da renda com redução da desigualdade.

Feitas tais considerações, em GMM-sistema, os parâmetros da elasticidade-renda da pobreza e da desigualdade da pobreza indicam que o decréscimo de 10% na concentração de renda – ou elevação de 10% na renda *per capita* – levaria ao decréscimo de 9,87% ou 1,91% da proporção da pobreza, respectivamente.

14. Para o método *within groups*, o teste Hausman apontou a viabilidade do modelo de efeito fixo e os coeficientes estimados são robustos e na forma *log-log*. As estimativas em MQO e *within groups* são apresentadas por dois motivos: primeiro, para análise de sinal das variáveis explicativas do modelo, a fim de corroborar os sinais esperados de acordo com a literatura econômica e se condizentes com os sinais em GMM-sistema; segundo, a fim de ilustrar que as elasticidades estimadas para a variável defasada $\ln[P_{k,it-1}]$ se encontram entre os coeficientes estimados dessa mesma variável pelos métodos MQO e *withingroups*. Satisfeito esse segundo critério, o método do GMM-sistema permite reduzir o problema do viés de estimação, dada a inclusão da variável dependente defasada de um período e a presença dos efeitos fixos não observáveis entre as variáveis explicativas (Baltagi, 2005).

Com a significância estatística da variável proporção da pobreza defasada, $P_{0,it-1}$, em GMM-sistema, e o fato de seu valor encontrar-se entre os coeficientes estimados para essa variável defasada pelos métodos MQO e *within groups*, a estimação em GMM-sistema assegura a redução do viés de estimação, dada a inclusão da variável dependente defasada e da presença dos efeitos fixos não observáveis entre as variáveis explicativas. Além disso, a presença da variável defasada confirma a hipótese de existência da persistência da proporção da pobreza – ou seja, a proporção da pobreza presente tende a afetar a proporção da pobreza futura, dado que um aumento de 10% na proporção de pobres no período $t-1$ tende a elevar em 8,15% a proporção da pobreza no período seguinte t .

TABELA 6
Proporção de pobres: elasticidade pobreza-renda e pobreza-desigualdade (2002 e 2014)

	MQO Empilhado (1)	Efeitos fixos (2)	GMM-sistema (3)
$\ln[P_{0,it-1}]$	0,821*** (0,025)	0,798*** (0,043)	0,815*** (0,049)
$\ln[Y_{it}]$	-0,221*** (0,020)	-0,227*** (0,028)	-0,191*** (0,0296)
$\ln[Gini_{it}]$	0,605*** (0,080)	0,719*** (0,141)	0,987*** (0,198)
Constante	2,354*** (0,229)	2,551*** (0,321)	2,432*** (0,387)
Número de observações	270	270	270
Número de grupos	-	27	27
Número de instrumento	-	-	39
R^2	0,975	-	-
$R^2_{ajustado}$	0,975	-	-
R^2_w	-	0,940	-
R^2_b	-	0,997	-
R^2_o	-	0,975	-
	F(3, 266) = 3520,200 Prob> F = 0,000	F(3, 266) = 3520,20 Prob> F = 0,0000	F(3, 26) = 786,410 Prob> F = 0,000
(ar1p)	-	-	0,003
(ar2p)	-	-	0,142
Teste de Hansen	-	-	0,853

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os valores entre parênteses são os erros-padrão robustos.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Na quarta estimativa, segunda coluna da tabela 7, a correlação positiva e estatisticamente significativa da variável $\ln \left[\frac{z_{it}}{y_{i0}} \right]$ indica que, quanto maior o inverso do desenvolvimento inicial entre as UFs, maior será a incidência da pobreza ao longo da amostra. Note-se que essa conclusão está estruturada sob a relação entre pobreza e renda domiciliar *per capita* inicial.

Pela quinta estimativa, tomando-se o efeito isolado da renda sobre a pobreza (negativo e estatisticamente significativo), o termo de interação entre a renda e o índice inicial de concentração, $\Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$, apresenta sinal negativo. Logo, quando a desigualdade de renda inicial é elevada, o acréscimo da renda apresenta efeito maior sobre a mitigação da proporção de pobreza. Quanto à interação entre a renda e o inverso do desenvolvimento, $\Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln \left[\frac{z_{it}}{y_{i0}} \right]$, o sinal positivo indica que o efeito do aumento da renda sobre a pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo.

Na sexta estimativa, ciente de que o efeito isolado da desigualdade sobre a pobreza apresenta sinal positivo, a variável de interação da desigualdade com o inverso do desenvolvimento, $\Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln \left[\frac{z_{it}}{y_{i0}} \right]$, não apresentou significância estatística. Por sua vez, a interação da desigualdade com a desigualdade inicial, $\Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$, apresenta sinal negativo e estatisticamente significativo – ou seja, o efeito-desigualdade tende a ser menos efetivo sobre a redução da pobreza entre as UFs que apresentaram menor desigualdade de renda no início da amostra.

Os testes do modelo dinâmico GMM-sistema (tabelas 6 e 7) indicam que, por Arellano e Bond, se pode rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem e aceita-se a existência de autocorrelação de segunda ordem dos resíduos; os valores-*p* do teste Hansen permitem admitir as hipóteses de que os instrumentos utilizados na estimação dos modelos de elasticidade GMM-sistema são válidos.

Os resultados encontrados corroboram Barros, Henriques e Mendonça (2001), que reconhecem na redução da desigualdade o efeito maior sobre a redução da pobreza se comparado com o efeito-renda. Isso pode ser constatado pelos módulos dos valores das elasticidades-renda *per capita* da pobreza e da desigualdade da pobreza. Os resultados são desdobramentos do contexto socioeconômico brasileiro, que combina produto econômico relativamente elevado, mas mal distribuído; disso decorre a coexistência de bolsões de pobreza e renda gerada relativamente elevada, tomando-se referências internacionais (Barros, Henriques e Mendonça, 2001; Barbosa, Souza e Soares, 2020).

TABELA 7
Proporção de pobres: elasticidade-renda-pobreza, elasticidade-desigualdade-pobreza e variáveis de interações (2002 e 2014)

	GMM-sistema (4)	GMM-sistema (5)	GMM-sistema (6)
$\ln[P_{0,it-1}]$	0,8673*** (0,199)	1,002*** (0,122)	0,6805*** (0,141)
$\ln[Y_{it}]$	-0,390** (0,190)	-0,306* (0,183)	-0,390*** (0,117)
$\Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$	-	-0,412** (0,169)	-
$\Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}}\right]$	-	0,0445** (0,021)	-
$\ln[Gini_{it}]$	1,088* (0,621)	2,350*** (0,803)	1,983** (0,779)
$\Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$	-	-	-0,478*** (0,146)
$\Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}}\right]$	-	-	1,334 (1,118)
$\ln\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}}\right]$	0,437** (0,208)	-	-
Constante	3,561** (2,013)	1,891* (1,129)	4,362*** (1,284)
Números de observações	270	270	270
Números de grupos	27	27	27
Números de instrumento	19	23	-
	F(4, 26) = 219,16 Prob > F = 0,000	F(5, 26) = 178,96 Prob > F = 0,000	F(5, 26) = 224,11 Prob > F = 0,000
(ar1p)	0,003	0,022	0,007
(ar2p)	0,168	0,374	0,112
Teste de Hansen	0,125	0,207	0,223

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/klqolX>>. Acesso em: 2 ago. 2016.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os valores entre parênteses são os erros-padrão robustos.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

Entre as unidades de observação (apêndice A), os resultados obtidos são con-
dizentes com a literatura abordada: i) há o efeito negativo do aumento da renda *per*
capita sobre a pobreza; e ii) à medida que a desigualdade se eleva, o decréscimo da
proporção de pobreza torna-se menos sensível ao aumento da renda. Essa segunda
observação foi a formalizada por Ravallion (1997) e apresentada neste trabalho
como sendo a elasticidade-renda corrigida pela desigualdade. Isso justifica os valores
absolutos menores do efeito-renda sobre a proporção de pobreza quanto tomada
a desigualdade na regressão.

Entre as grandes regiões brasileiras, o Norte e o Nordeste foram os que apresentaram, na média, as menores elasticidades do efeito-renda e do efeito-renda corrigido pela desigualdade, inferior a $-0,44$. Em contrapartida, nas regiões Centro-Oeste e Sul, os módulos das elasticidades-renda foram maiores: superior a $1,00$ para o efeito-renda e maior que $0,9$ para o efeito-renda corrigido pela desigualdade.

Os resultados são mais díspares quando tomadas as unidades de observação. O desvio-padrão das elasticidades-renda foi de $0,264$; quando considerado o efeito-desigualdade, o desvio-padrão foi de $0,234$. O efeito-renda foi menor no Maranhão, em Alagoas, no Pará e em Sergipe, em módulo, inferior a $0,45$. Por sua vez, as relações mostraram-se elásticas para São Paulo, Paraná e Santa Catarina, que apresentaram as maiores elasticidades.

Quando tomada a elasticidade-renda corrigida pela desigualdade, Acre, Maranhão e Alagoas passam a apresentar as menores elasticidades, em módulo, inferior a $0,4$. Entre as elasticidades mais elevadas, somente em Santa Catarina o módulo da elasticidade foi superior à unidade; o efeito-renda também mostrou ter maior incidência em São Paulo, no Paraná e em Mato Grosso do Sul.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou a hipótese de convergência da pobreza dos estados brasileiros por meio de cadeias de Markov. Os resultados mostraram que há tendência de convergência da pobreza para apenas um nível no longo prazo, o nível de pobreza mais baixo e equivalente ao percentual observado nos Estados Unidos. Esse resultado foi consequência da redução da participação das UFs em classes de pobreza mais elevadas e, também, em decorrência das políticas públicas de distribuição de renda verificadas nos últimos anos.

Embora as UFs brasileiras converjam para o padrão de pobreza mais baixo, o tempo para que isso ocorra é relativamente alto, cerca de quarenta anos, considerando-se o período analisado de crescimento e mantendo-se as demais variáveis constantes. Dessa forma, esperar décadas para atingir o nível mais baixo de pobreza pode não ser socialmente aceitável, o que demanda por ampliação de políticas públicas voltadas para o combate à pobreza e redução de desigualdades. Somente assim, as UFs brasileiras convergirão mais rapidamente para um padrão de pobreza mais baixo.

Uma solução possível para atingir essa convergência mais rapidamente seria a ampliação de políticas públicas já implementadas e consideradas bem-sucedidas, como o PBF. A ampliação desse programa de forma equânime entre as UFs, no sentido de atender a mais famílias, com aumento dos valores repassados por família, reduziria a taxa de pobreza das UFs e as discrepâncias entre estas. Isso tanto é verdade que, dadas as estimativas, tendo-se em vista o valor do módulo das

elasticidades, pode-se afirmar que políticas voltadas para a redução da desigualdade de renda tendem a ser mais eficientes para a redução da pobreza, ciente de que o efeito-renda e o efeito-desigualdade estão condicionados às especificidades das unidades de observação e podem ser pensados conjuntamente.

Cabe ainda ressaltar que as UFs com elevado nível inicial de desenvolvimento e/ou alta desigualdade inicial apresentam condições mais propícias para o aumento da renda, com vistas à redução da pobreza. Isso também se pode afirmar para as regiões com alta desigualdade de renda inicial, cujas políticas de mitigação da desigualdade tendem a ser mais efetivas. Por fim, dada a constatação da persistência da pobreza, o esforço em sustentar o decréscimo da pobreza é relativamente relevante, uma vez que sua variação no período t tende a influenciar positivamente no $t+1$.

Nesse sentido, este trabalho, no âmbito das políticas públicas, contribui em levantar as características socioeconômicas e as elasticidades no sentido de subsidiar e diagnosticar a abrangência do efeito da intervenção via renda e desigualdade na pobreza, dadas as especificidades regionais brasileiras. A variação do indicador da pobreza, enquanto conceito abstrato, em recorte específico do tempo como aqui abordado, ao atingir um interesse programático, configura-se como um arcabouço de informações para a ação de políticas públicas direcionadas – ou seja, torna-se um guia político governamental.

REFERÊNCIAS

ADAMS JUNIOR, R. H. **Economic growth, inequality, and poverty: findings from a new data set**. Washington: World Bank, 2003. (Policy Research Working Paper, n. 2972).

_____. Economic growth, inequality, and poverty: estimating the growth elasticity of poverty. **World Development**, v. 32, n. 12, p. 1989-2014, 2004.

ALVES, F. F.; MADEIRA, S. A.; SOUSA, L. V. de C. Eficiência e convergência da inovação: um estudo do progresso tecnológico para países desenvolvidos e em desenvolvimento. **Análise Econômica**, v. 36, n. 70, p. 121-148, 2018.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and na application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

BALTAGI, B. H. (Ed.). **Econometrics analysis of panel data**. West Sussex: John Wiley & Sons, 2001.

_____. (Ed.). **Econometrics analysis of panel data**. 3rd ed. West Sussex: John Wiley & Sons, 2005.

BANCO MUNDIAL. **O combate à pobreza no Brasil**: relatório sobre pobreza, com ênfase nas políticas voltadas para a redução da pobreza urbana. Brasília: Banco Mundial, 2001. (Relatório, n. 20475-BR).

BARBOSA, R. J.; SOUZA, P. H. G. F.; SOARES, S. S. D. **Distribuição de renda nos anos 2010**: uma década perdida para desigualdade e pobreza. Rio de Janeiro: Ipea, nov. 2020. (Texto para Discussão, n. 2610). Disponível em: <<https://bit.ly/3x0kkrr>>.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. X. (Ed.). **Economic growth**. New York: McGraw&Hill, 1995.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.

_____. **A estabilidade inaceitável**: desigualdade e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, jun. 2001. (Texto para Discussão, n. 800). Disponível em: <<https://bit.ly/3MB1U7b>>.

BARROS, R. P. *et al.* **A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza**. Rio de Janeiro: Ipea, jan. 2007. (Texto para Discussão, n. 1256).

BATISTA, H. R. **Ensaio sobre a redução da pobreza rural no Brasil**: contexto histórico, definições e estimativas. 2014. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2014.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods. *In*: EICHER, T. S.; TURNOVSKY, S. J. (Ed.). **Inequality and growth**: theory and policy implications. Cambridge, United States: The MIT Press, 2003.

COBO, B.; ATHIAS, L.; MATTOS, G. G. Multidimensional poverty in Brazil through fundamental social rights compliance: an analytic proposal. *In*: IARIW-IBGE CONFERENCE ON INCOME, WEALTH AND WELL-BEING IN LATIN AMERICA, 2013, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: I.A.R.I.W.; IBGE, 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3gdSQZY>>. Acesso em: 20 abr. 2019.

DATT, G.; RAVALLION, M. **Growth and redistribution components of changes in poverty measures**: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. Washington: World Bank, 1991. (LSMS Working Papers, n. 83).

DEDECCA, C. S. **A redução da desigualdade e seus desafios**. Brasília: Ipea, jan. 2015. (Texto para Discussão, n. 2031).

FAGNANI, E. **Notas sobre o desenvolvimento social recente no Brasil**. Campinas: IE/Unicamp, nov. 2011. (Texto para Discussão, n. 198).

FAHEL, M.; TELES, L. R.; CAMINHAS, D. A. Para além da renda: uma análise da pobreza multidimensional no Brasil. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 31, n. 92, p. 1-21, 2016.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-768, 1984.

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? **Journal of Economic Literature**, v. 30, n. 4, p. 2129-2132, 1992.

GABE, T. **Poverty in the United States**: 2013. Washington: CRS Reports, 2015.

GAFAR, J. Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. **Journal of Latin America Studies**, v. 30, n. 3, p. 591-617, 1998.

GAIGER, F. Tema 1: as políticas de transferência de renda e a pobreza rural. *In*: MIRANDA, C.; TIBURCIO, B. (Org.). **Pobreza rural**: concepções, determinantes e proposições para a construção de uma agenda de políticas públicas – V Fórum Internacional de Desenvolvimento Territorial. Brasília: IICA, mar. 2011. p. 94-95.

HULME, D.; SHEPHERD, A. Conceptualizing chronic poverty. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 403-423, 2003.

KAKWANI, N.; PERNIA, E. M. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.

KALWIJ, A.; VERSCHOOR, A. **How good is growth for the poor?** The role of initial income distribution in regional diversity in poverty trends. Tilburg: Tilburg University, 2004. (CentER Discussion Paper, n. 2004-115).

KIMENYI, M. S. **Economic reforms and pro-poor growth**: lessons for Africa and other developing regions and economies in transition. Storrs: UConn, 2006. (Working Paper, n. 2).

MARINHO, E. L.; ARAÚJO, J. A. **Crescimento econômico e concentração de renda**: seus efeitos na pobreza no Brasil. Niterói: BNDES; Anpec, 2012. (Working Paper, n. 24).

NERI, M. C. (Coord.). **Desigualdade de renda na década**. Rio de Janeiro: CPS/FGV, 2011.

PERNIA, E. M. **Pro-poor growth**: what is it and how is it important? Manila: Asian Development Bank, 2003. (ERD Policy Brief Series, n. 17).

PORTO JÚNIOR, S. da S.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica espacial da renda *per capita* e crescimento entre os municípios da região Nordeste do Brasil; uma análise markoviana. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 34, n. 3, p. 405-420, 2003.

QUAH, D. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 95, n. 4, p. 427-443, 1993.

RAVALLION, M. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters**, v. 56, n. 1, p. 51-57, 1997.

RAVALLION, M.; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **The World Bank Economic Review**, v. 11, n. 2, p. 357-382, 1997.

RESENDE, G. M. O crescimento econômico dos municípios mineiros tem sido pró-pobre? Uma análise para o período 1991-2000. **Nova Economia**, v. 18, n. 1, p. 119-154, 2008.

ROCHA, S. **Pobreza e desigualdade no Brasil**: o esgotamento dos efeitos distributivos do Plano Real. Rio de Janeiro: Ipea, abr. 2000. (Texto para Discussão, n. 721).

_____. (Org.). **Pobreza no Brasil**: afinal de que se trata? 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006a.

_____. Pobreza e indigência no Brasil: algumas evidências empíricas com base na PNAD 2004. **Nova Economia**, v. 16, n. 2, p. 265-299, 2006b.

SACHS, J. (Ed.). **O fim da pobreza**: como acabar com a pobreza mundial nos próximos vinte anos. São Paulo: Companhia das Letras, 2005.

SALA-I-MARTIN, X. X. The classical approach to convergence analysis. **The Economic Journal**, v. 106, n. 437, p. 1019-1036, 1996.

SEN, A. K. Capability and well-being. *In*: NUSSBAUM, M. C.; SEN, A. K. (Ed.). **The quality of life**. Oxford: Clarendon Press, 1993. p. 30-53.

SIMÃO FILHO, J.; FREGUGLIA, R. da S.; PROCÓPIO, I. **Pobreza e desigualdade de renda nas cidades médias brasileiras**. Juiz de Fora: UFJF, 2010. (Texto para Discussão, n. 006/2010).

SON, H. H. A note on pro-poor growth. **Economic Letters**, v. 82, n. 3, p. 307-314, 2004.

TAHA, H. A. (Ed.). **Pesquisa operacional**. 8. ed. São Paulo: Pearson, 2008.

TOCHETTO, D. G. *et al.* Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise exploratória. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais...** Niterói: Anpec, 2004.

TOWNSEND, P. (Ed.). **The international analysis of poverty**. Hertfordshire: Harvester Wheatsheaf, 1993.

ZANDEN, J. L. van. *et al.* (Ed.). **How was life?** Global well-being since 1820. Paris: OECD Publishing, 2014.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Estatística descritiva e elasticidade-renda: mínimos quadrados ordinários (2002 e 2014)

Unidades da Federação (UFs)	Elasticidade-renda		Elasticidade-renda corrigida pela desigualdade		$\Delta\% P_0$	$\Delta\%$ Gini	$\Delta\%$ Y
	Elasticidade	Constante	Elasticidade	Constante			
RO	-0,738*** (0,077)	8,274*** (0,479) R2 = 0,891 F = 91,16	-0,643*** (0,067)	7,225*** (,368) R2 = 0,9016 F(1, 10) = 91,65	-52,04	-16,10	19,69
AC	-0,475*** (0,067)	6,864*** (0,406) R2 = 0,834 F(1, 10) = 50,57	-0,399*** (0,064)	6,059*** (0,335) R2 = 0,7945 F(1, 10) = 38,66	-17,32	-11,99	10,01
AM	-0,451*** (0,052)	6,663*** (0,312) R2 = 0,881 F(1, 10) = 74,01	-,424*** (-,0423)	6,179*** (0,278) R2 = 0,8632 F(1, 10) = 63,10	-36,15	-6,37	28,85
RR	-0,559*** (0,059)	7,281*** (0,355) R2 = 0,901 F(1, 10) = 91,26	-0,523*** (0,052)	6,654*** (0,275) R2 = 0,910 F(1, 10) = 101,33	-57,90	-11,24	68,04
PA	-0,444*** (0,059)	6,640*** (0,350) R2 = 0,848 F(1, 10) = 55,83	-0,408*** (0,056)	6,126*** (0,292) R2 = 0,839 F(1, 10) = 52,12	-29,11	-12,973	31,52
AP	-0,590*** (0,101)	7,457*** (0,609) R2 = 0,7747 F(1, 10) = 34,39	-0,536*** (0,081)	6,733*** (0,433) R2 = 0,8126 F(1, 10) = 43,36	-55,497	-19,42	29,03

(Continua)

(Continuação)	Unidades da Federação (UFs)	Elasticidade-renda	Elasticidade-renda corrigida pela desigualdade	$\Delta\% P_0$	$\Delta\%$ Gini	$\Delta\% Y$
	TO	-0,571*** (0,045)	-0,526*** (0,043)	-54,806	-8,804	70,33
		7,356*** (0,276)	6,679*** (0,229)			
		R2 = 0,9404 F(1, 10) = 157,71	R2 = 0,937 F(1, 10) = 148,55			
	MA	-0,344*** (0,040)	-0,335*** (0,032)	-34,628	-8,274	47,68
		6,147*** (0,226)	5,822*** (0,154)			
		R2 = 0,882 F(1, 10) = 74,95	R2 = 0,919 F(1, 10) = 112,69			
	PI	-0,502*** (0,058)	-0,416*** (0,047)	-48,167	-19,794	45,43
		7,023*** (0,338)	6,169*** (0,237)			
		R2 = 0,8826 F(1, 10) = 75,17	R2 = 0,885 F(1, 10) = 77,33			
	CE	-0,478*** (0,040)	-0,417*** (0,036)	-42,753	-15,24	42,16
		6,869*** (0,234)	6,183*** (0,180)			
		R2 = 0,934 F(1, 10) = 140,97	R2 = 0,931 F(1, 10) = 135,85			
	RN	-0,521*** (0,067)	-0,478*** (0,052)	-47,081	-14,642	37,34
		7,102*** (0,403)	6,459*** (0,269)			
		R2 = 0,843 F(1, 10) = 60,07	R2 = 0,895 F(1, 10) = 84,96			
	PB	-0,498*** (0,057)	-0,438*** (0,043)	-47,998	-15,256	49,31
		7,011*** (0,337)	6,291*** (0,221)			
		R2 = 0,885 F(1, 10) = 77,07	R2 = 0,9110 F(1, 10) = 102,35			
	PE	-0,574*** (0,053)	-0,467*** (0,045)	-47,776	-17,024	40,60
		7,425*** (0,314)	6,417*** (0,230)			
		R2 = 0,921 F(1, 10) = 115,93	R2 = 0,914 F(1, 10) = 105,97			
	AL	-0,413*** (0,045)	-0,345*** (0,033)	-38,708	-17,979	42,05
		6,546*** (0,257)	5,872*** (0,163)			

(Continua)

(Continuação)	Unidades da Federação (UFs)	Elasticidade-renda	Elasticidade-renda corrigida pela desigualdade	$\Delta\% P_0$	$\Delta\%$ Gini	$\Delta\%$ Y
SE	-0,447*** (0,054)	R2 = 0,8937 F(1, 10) = 84,10 6,663*** (0,323)	-0,426*** (0,041)	-40,882	-13,33	32,46
		R2 = 0,914 F(1, 10) = 106,54 6,197*** (0,212)				
BA	-0,465*** (0,045)	R2 = 0,8729 F(1, 10) = 68,67 6,797*** (0,267)	-0,433*** (0,043)	-47,702	-10,931	65,74
		R2 = 0,916 F(1, 10) = 108,96 6,254*** (0,219)				
MG	-0,853*** (0,057)	R2 = 0,914 F(1, 10) = 105,61 8,920*** (0,358)	-0,757*** (0,053)	-63,026	-13,202	47,53
		R2 = 0,910 F(1, 10) = 101,11 7,762*** (0,298)				
ES	-0,878*** (0,058)	R2 = 0,958 F(1, 10) = 226,70 9,124*** (0,371)	-0,757*** (0,053)	-62,87	-14,692	40,65
		R2 = 0,953 F(1, 10) = 202,91 7,795*** (0,299)				
RJ	-0,784*** (0,098)	R2 = 0,9577 F(1, 10) = 226,45 8,462*** (0,651)	-0,736*** (0,088)	-55,403	-3,895	27,80
		R2 = 0,874 F(1, 10) = 69,37 7,574*** (0,517)				
SP	-1,120*** (0,072)	R2 = 0,864 F(1, 10) = 63,61 10,494*** (0,482)	-0,988*** (0,072)	-67,358	-10,618	25,99
		R2 = 0,949 F(1, 10) = 185,63 8,916*** (0,431)				
PR	-1,128*** (0,092)	R2 = 0,960 F(1, 10) = 239,52 10,576*** (0,599)	-0,967*** (0,073)	-73,015	-16,317	45,76
		R2 = 0,946 F(1, 10) = 175,29 8,845*** (0,425)				

(Continua)

(Continuação)	Unidades da Federação (UFs)	Elasticidade-renda	Elasticidade-renda corrigida pela desigualdade	$\Delta\% P_0$	$\Delta\%$ Gini	$\Delta\% Y$	
SC	-1,134*** (0,090)	10,314*** (0,598) R2 = 0,9404 F(1, 10) = 157,74	-1,051*** (0,076)	9,127*** (0,460) R2 = 0,949 F(1, 10) = 188,69	-75,257	-11,399	54,11
	-0,986*** (0,065)	9,658*** (0,428)	-0,866*** (0,063)	8,264*** (0,371)	-67,846	-12,759	42,51
MS	-1,070*** (0,101)	10,283*** (0,650) R2 = 0,9582 F(1, 10) = 228,97	-0,967*** (0,086)	8,904*** (0,490) R2 = 0,949 F(1, 10) = 187,01	-75,487	-14,623	52,63
	-0,994*** (0,102)	9,798*** (0,652)	-0,893*** (0,084)	8,503*** (0,476)	-74,952	-20,322	45,81
GO	-1,000*** (0,082)	9,803*** (0,526) R2 = 0,9040 F(1, 10) = 94,17	-0,871*** (0,065)	8,364*** (0,369) R2 = 0,918 F(1, 10) = 111,59	-70,353	-19,63	43,74
	-0,965*** (0,091)	9,980*** (0,646)	-0,879*** (0,075)	8,556*** (0,457)	-66,979	-6,79	37,98
DF		R2 = 0,917 F(1, 10) = 111,14		R2 = 0,933 F(1, 10) = 138,64			

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – PNAD/IBGE (2002-2014). Disponível em: <<https://s.fis.gd/klqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Renda em centenas de reais. $\Delta\%$ refere-se à variação percentual do valor observado entre 2002 e 2014. Os valores entre parênteses são os erros-padrão robustos. 2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Data da submissão em: 27 abr. 2020.

Primeira decisão editorial em: 29 mar. 2021.

Última versão recebida em: 6 maio 2021.

Aprovação final em: 17 jun. 2021.