

Os impactos da inflação na desigualdade de renda

The impact of inflation on income inequality

Yasmi Bracht Juver*

Universidade Federal de Pelotas, Brasil
yasmi@outlook.com.br

Rodrigo Nobre Fernandez*

Universidade Federal de Pelotas, Brasil
rodrigo@rodrigofernandez.com.br

Claudio Djissey Shikida*

Universidade Federal de Pelotas, Brasil
claudio.shikida@ufpel.edu.br

Gabrielito Rauter Menezes*

Universidade Federal de Pelotas, Brasil
gabrielitorm@gmail.com

Resumo. O estudo realizado neste trabalho tem por objetivo mensurar o impacto da inflação sobre a desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini. Para tal, utiliza-se um painel com 41 países e dados anuais do período de 2004 a 2013. Então, são estimados modelos lineares em que a desigualdade de renda é explicada pela inflação, controlando a existência de efeitos fixos dos países e incluindo *dummies* de tempo. Os resultados indicam que não há correlação positiva entre as variáveis, como encontrado em trabalhos anteriores que utilizaram dados em *cross section* e, levando em consideração a metodologia empregada nos modelos, a relação entre inflação e desigualdade de renda não é robusta e tampouco existe causalidade entre as variáveis. Nesse sentido, segundo o método de pesquisa e dados utilizados, não é possível alterar um padrão de desigualdade de renda apenas controlando a inflação.

Palavras-chave: Inflação, Desigualdade de Renda, Coeficiente de Gini.

Abstract. This study aims to measure inflation impact on income inequality, characterized by Gini index. To do this, a panel of 41 countries and annual data from 2004 to 2013 is used. Linear models in which inflation can explain income inequality are expected by controlling the existence of countries fixed effects and including time dummies. The results indicate that there is no positive correlation between the variables, as found in previous studies that used cross section data and, taking into account the methodology used in the models, the relation between inflation and income inequality is not robust, nor there is any randomness between variables. In this sense, conforming to the research method and data used, it is not possible to change an income inequality pattern only controlling inflation.

Keywords: Inflation, Income inequality, Gini Coefficient.

* Universidade Federal de Pelotas. Departamento de Economia, Rua Gomes Carneiro, n.1, 4o andar, 96010-610, Pelotas, RS, Brasil.

Introdução

A análise da desigualdade de renda tornou-se um tema recorrente em debates referentes a políticas públicas e conseqüentemente em pesquisas econômicas, principalmente em países em desenvolvimento e o Brasil, em comparações internacionais, é destaque no que diz respeito a este quesito. É possível elencar diversos fatores para explicar a baixa igualdade de renda em uma economia: falta de acesso à educação de qualidade, baixos salários, pluralismo “racial”, colonização e também a inação do governo. Contudo, há poucos trabalhos relacionando a inflação e a desigualdade de renda, tanto em termos teóricos quanto empíricos.

Desse modo, o presente estudo concentra-se em investigar a relação entre essas duas variáveis. A inflação, basicamente, é o aumento contínuo e generalizado dos preços em um determinado período, sendo ela responsável por diversas distorções econômicas, como a redução de investimentos diante da imprevisibilidade da economia e o encarecimento do produto nacional com relação ao importado gerando um aumento nas importações. Já a desigualdade de renda, em uma sociedade caracterizada por um elevado grau de liberdade individual e de mercado, é, às vezes, teorizada como um reflexo, *ceteris paribus*, do mérito individual¹. Contudo, existe uma diferença entre a desigualdade gerada pelo mercado, que premia o mérito e pune a incapacidade, e a desigualdade gerada pelo Estado pelo seu descontrole monetário.

Estudos recentes sobre os malefícios das elevadas taxas de inflação como os de Erosa e Ventura (2002) e Cysne, Maldonado e Monteiro (2004), demonstram que um aumento do nível de preços, afeta mais vigorosamente os pobres. Uma das

justificativas para essa afirmação é que existe uma parcela mínima de gastos para a subsistência, sendo, portanto, mais difícil para as famílias de baixa renda diminuírem as despesas, tendo em vista que oneram uma parcela muito maior do seu orçamento em itens essenciais, e mesmo que os salários sejam corrigidos, o aumento da renda acaba sendo proporcionalmente menor que a variação dos preços dos bens e serviços. Por outro lado, os mais abastados podem indexar seus vencimentos, reajustando-os com base na inflação, alternativa essa que nem sempre está em aberto para os mais pobres.

Um ajuste monetário para tentar diminuir a inflação, elevando a taxa de juros, pode novamente prejudicar mais os indivíduos de baixa renda. Como no curto prazo as expectativas de inflação são dadas, ocorrerá um aumento da taxa de juros real piorando a situação dos devedores e melhorando a dos credores. Sendo mais provável que os pobres sejam liquidamente devedores, tem-se outro efeito negativo da inflação sobre a distribuição de renda.

Assim como trabalhos anteriores, por exemplo, Al-Marhubi (1997), Easterly e Fischer (2001), Albanesi (2007), Barboza (2008) e Sabbadini (2010), este estudo visa analisar empiricamente se a taxa de inflação gera impactos significantes sobre a distribuição de renda de um país. Todavia, estudos anteriores que utilizavam dados em *cross section* penam por problemas relacionados a estrutura do banco de dados e à possível existência de viés². Dentro desta perspectiva este estudo justifica-se por empregar controles de melhor qualidade e por utilizar a metodologia de dados em painel.

As estimativas da pesquisa baseiam-se no trabalho de Rodrigues e Sabbadini (2010), utilizando uma estrutura de dados em painel, compreendida no período de 2004 a 2013 para 41³ economias. Diferentemente

¹ Esta afirmação, contudo, merece reparo diante das evidências empíricas. Por exemplo, Bennett e Veder (2013), considerando a desigualdade como variável dependente encontram evidências de que a relação entre a liberdade econômica e a desigualdade de renda é não-linear, no formato de “U” para os estados dos EUA. Murphy (2015), por sua vez, estuda a relação inversa, i.e., busca investigar possíveis impactos da

desigualdade sobre a liberdade econômica para uma amostra de países. Seus resultados indicam que a desigualdade teria impactos negativos sobre a liberdade econômica.

² Em relação aos trabalhos listados, a exceção é Barboza (2008), que utiliza dados em painel.

³ Países de alta e média renda (desenvolvidos): Argentina, Belarus, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia,

dos trabalhos anteriores, foram adicionados controles que tentam captar a capacidade de governança do Estado e também se realizaram subamostras para verificar se o efeito da inflação na desigualdade de renda era equivalente para economias de alta e baixa renda. Para as estimativas utilizaram-se estimadores de efeito fixo, com a intenção de mitigar o problema de viés causado pela existência de variáveis relevantes omitidas.

Os resultados indicam que não há correlação positiva entre as variáveis de interesse, como foi encontrado nos trabalhos que utilizaram dados em *cross section*. Ao realizarem-se subamostras para países desenvolvidos e em desenvolvimento as considerações foram análogas. Nesse sentido, segundo o método de pesquisa e dados utilizados, não é possível alterar um padrão de desigualdade de renda apenas controlando a inflação.

A pesquisa se divide em cinco seções. Na próxima seção é feita uma revisão da literatura, em que são mostrados tanto exemplos teóricos como empíricos sobre a relação da inflação com a desigualdade de renda. Posteriormente apresentam-se os dados e em sequência o modelo econométrico a ser utilizado. Na quarta seção discutem-se os resultados obtidos dos modelos estimados. A pesquisa é encerrada na quinta seção com uma conclusão do que foi encontrado no estudo.

Revisão de literatura

Há muitos estudos teóricos que apontam para dinâmicas em que a inflação afeta a distribuição de renda, cabendo destacar aqui os modelos propostos por Erosa e Ventura (2002), Cysne, Maldonado e Monteiro (2005) e Albanesi (2007).

A argumentação de que a inflação atinge principalmente os agentes mais pobres é apresentada por Erosa e Ventura (2002) em um modelo em que os ricos possuem mais

acesso a diferentes mecanismos de compra do que os pobres, que dependem exclusivamente da moeda. Consequentemente, os custos de bem-estar da inflação são maiores para os agentes de baixa renda.

O modelo proposto por Cysne, Maldonado e Monteiro (2005) que relaciona bem-estar com renda, consiste em uma economia com agentes heterogêneos, onde os pobres possuem apenas a moeda como ativo de troca e sua produtividade é mais baixa que a dos mais ricos. No entanto, o modelo não foca na diferença entre os grupos em seu acesso a ativos financeiros, e sim na parcela de tempo em que gastam realizando compras (*shopping-time*), sendo o *shopping-time* uma medida dos custos de bem-estar da inflação. Segundo os autores, a inflação gera custos diferenciados de bem-estar piorando assim a distribuição de renda, o que corrobora o argumento de que os pobres pagam mais “o imposto inflacionário” do que os ricos.

Ao explorar a hipótese de que a correlação entre inflação e distribuição de renda é resultado do conflito distributivo subjacente à determinação das políticas do governo, Albanesi (2007) baseia-se em um modelo que em equilíbrio as famílias de baixa renda retêm mais dinheiro do que os ricos. O processo de escolha das políticas se dá através de um jogo de barganha entre os agentes, em que os pobres possuem menor poder de barganha sendo assim mais vulneráveis à inflação.

Em termos empíricos, Romer e Romer (1999), utilizam a base de dados de Deininger e Squire⁴ (1996), e mostraram que há forte relação negativa entre inflação e a parcela de renda destinada aos mais pobres. Isto significa que quanto maior a inflação menor a parcela de renda que cabe ao grupo de baixa renda. Ainda mais, com uma análise de regressão em *cross section* para aproximadamente 70 países, esses autores

Costa Rica, República Tcheca, Equador, Letônia, Lituânia, Macedônia, México, Montenegro, Panamá, Paraguai, Peru, Polônia, Romênia, Rússia, Sérvia, Eslováquia, Eslovênia, Turquia e Uruguai. Países de renda média e baixa renda (não desenvolvidos): Camboja, El Salvador, Estônia, Geórgia, Honduras, Hungria, Indonésia, Cazaquistão, República do Quirguistão, Moldova, Paquistão, Ucrânia e Vietnã.

⁴Base de dados com informações internacionais a respeito da desigualdade de renda. Desde sua publicação diversos autores recorreram a essa grande compilação para tentar explicar a diferença de desigualdade de renda entre os países e relacioná-la com diferentes variáveis.

evidenciaram que quanto maior a inflação média, maior a desigualdade de renda medida pelo índice de Gini.

Nessa mesma perspectiva, Easterly e Fischer (2001) realizaram uma análise qualitativa e mostram que quanto menores a renda e a educação do indivíduo, mais ele tende a ver a inflação como um grande problema. Por meio do uso de regressões cross-country, é analisado o impacto da inflação sobre a desigualdade, e o efeito encontrado é de que quanto maior a inflação, maiores os níveis de pobreza e consequentemente de distribuição de renda.

Uma possível relação da estrutura política com a inflação e a desigualdade de renda é apresentada por Desai, Olofsgård e Yousef (2005). Para investigar a interação entre a desigualdade e a estrutura política para explicar a inflação, o estudo reuniu dados de 120 países entre o período de 1960 a 2000. Em suma, a desigualdade por si só não é estatisticamente significativa, porém quando passa a interagir com os dados da estrutura política, os coeficientes da desigualdade de renda e da estrutura política passam a ser significativos. Os resultados empíricos sugerem que a relação entre desigualdade de renda e inflação está condicionada à estrutura política, ainda mais, a desigualdade está positivamente correlacionada com a inflação mais fortemente em países com sistemas políticos democráticos (Desai; Olofsgård; Yousef, 2005).

O impacto de variáveis institucionais na relação entre desigualdade e inflação também aparece em Dolmas, Huffman e Wynne (2000). Em seu modelo, a desigualdade é uma das causas da inflação, mas ponderada pelo arranjo institucional, no caso, pela independência da autoridade monetária. Encontra-se que democracias que apresentam maior independência da autoridade monetária também apresentam menor inflação, para uma dada desigualdade.

O modelo apresentado por Rodrigues e Sabbadini (2010) a respeito dos impactos da inflação sobre a desigualdade de renda é o que mais se assemelha ao presente artigo.

Utilizando uma estrutura de dados em painel com aproximadamente 80 países e levando em conta os efeitos fixos de cada país, foi possível notar um efeito positivo da inflação sobre o índice de Gini, porém, com magnitude inferior ao que foi obtido por estudos anteriores. No entanto, os autores alertam sobre os problemas relacionados ao uso de dados em *cross section* e acreditam que a magnitude mais moderada deste efeito parece ser consequência do uso de estimadores de efeitos fixos.

Trabalhos empíricos anteriores que utilizavam dados em *cross section* encontraram fortes efeitos da inflação no índice de Gini, mas é importante ressaltar que esses estudos possuem problemas que os impediram de encontrar o verdadeiro efeito da inflação sobre a desigualdade de renda. O primeiro problema se refere ao uso da base de dados de desigualdade de renda. Tanto os estudos de Romer e Romer (1999) e de Easterly e Fischer (2001) fazem uso da base de dados de Deininger e Squire que compara, para o mesmo país, índices de Gini diferentes. Atkinson e Brandolini (2001) afirmam que “essa abordagem (...) capta um efeito médio da diferença entre os Gini distintos e o aplica a todos os países, sem levar em conta que pode haver diferenças em suas tendências ou mesmo na magnitude dessas diferenças entre países”. O segundo problema é uso de dados em *cross section* e não em painel, devido ao problema de endogeneidade, em que a relação entre a desigualdade de renda e inflação é interpretada como causalidade oposta. Nesses modelos, segundo Sabbadini (2010), a inflação seria causada pela pressão por distribuição, que é maior em sociedades mais desiguais. Com o uso de dados em painel e estimadores de efeitos fixos mitiga-se o problema do viés causado pela existência de variáveis relevantes omitidas.

Em suma, este estudo baseia-se no trabalho de Rodrigues e Sabbadini (2010), que fez uso de uma estrutura de dados em painel para estimar o impacto da inflação sobre a desigualdade de renda, e contrapor os resultados obtidos aos já existentes na literatura⁵.

⁵ Vale ressaltar Monnin (2014) que também utiliza um painel, mas apenas para países da OCDE. Seu principal

resultado é o de que a desigualdade teria uma relação quadrática com a taxa de inflação: à medida em que a

Dados e metodologia

Os dados e a metodologia serão apresentados em duas etapas. A primeira consiste em uma análise descritiva dos indicadores econômicos, que servem como base para a especificação do modelo econométrico a ser seguido. A segunda etapa apresenta a metodologia de Dados em Painel.

Dados

A análise empírica dos efeitos da inflação sobre a desigualdade de renda será feita a partir de um modelo de dados em painel desbalanceado contendo informações de 41 países entre os anos de 2004 a 2013.

Os dados da desigualdade de renda, variável dependente do modelo, são medidos pelo índice de Gini⁶. A inflação, variável explicativa de interesse, medida pelo índice de preços ao consumidor, reflete a variação percentual anual no custo para o consumidor médio de adquirir uma cesta de bens e serviços. Ambas as variáveis são obtidas no Banco Mundial, na base de dados do *World Development Indicators* (WDI).

Contudo, não será o suficiente regredir o índice de Gini por uma medida de inflação para entender sua relação. É preciso acrescentar ao modelo outras variáveis que impactam sobre a desigualdade de renda, pois a omissão das mesmas poderá gerar viés nas estimativas. Sendo sua escolha baseada nos mesmos princípios utilizados por Sabbadini (2010, p. 27) e Monnin (2014), as variáveis explicativas de controle, obtidas também no WDI, são as seguintes: taxa de crescimento do PIB, PIB per capita e seu quadrado, abertura ao comércio

internacional, crescimento populacional, crédito doméstico ao setor privado e o nível de desemprego.

Serão adicionadas no modelo variáveis referentes à governança que auxiliam a controlar como a percepção dos indivíduos sobre a efetividade do governamental afeta a desigualdade de renda. Utiliza-se a estabilidade política que mede percepções do risco de instabilidade política e/ou violência politicamente motivada, incluindo o terrorismo.

Vale destacar que esse indicador é normalmente distribuído e oscila entre -2.5 e 2.5 sendo que quanto mais próximo de 2.5, mais estável politicamente é aquele país. Ademais usou-se o índice de percepção de corrupção da Transparência Internacional que classifica os países com base em uma combinação de pesquisas sobre o tema. Os países são ranqueados numa escala de zero a cem, em que zero significa que a nação é considerada como altamente corrupta e cem que o país é considerado muito íntegro. Essas variáveis representam um canal institucional da economia e foram obtidas no *Worldwide Governance Indicators*, outra base de dados do Banco Mundial e do próprio banco de dados da Transparência Internacional.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. O índice de Gini tem média 39.43, sendo a menor estatística, 23.72, da Eslovênia em 2008, e a maior, 60.08, se refere a Colômbia no ano de 2006. No Brasil, apesar do índice ter apresentado uma tímida melhora nos últimos anos, em 2005 seu valor foi de 56.88, ficando bem próximo do maior índice entre os países considerados, indicando que o país ainda se encontra entre as nações mais desiguais.

taxa de inflação aumenta, a desigualdade cai, atinge um mínimo e novamente sobe.

⁶ O índice de Gini é uma medida de dispersão comumente utilizada para medir desigualdade de distribuição de renda. Ele é contínuo e vai de 0 a 1: um

índice baixo indica menor concentração de renda e um índice alto indica maior concentração de renda. Zero corresponde à perfeita igualdade e um à perfeita desigualdade.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.**Table 1.** Statistics Descriptive of Used Variables.

Variável	Legenda	Número de Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Índice de Gini	gini	350	39.41	9.84	23.72	60.08
Inflação	inf	410	7.55	7.46	-9.69	75.44
Crescimento do PIB	gdp_g	410	4.61	4.38	-14.81	14.19
PIB per Capita	mgdp_per	410	5.23	4.20	0.42	20.99
Abertura Comercial (% do PIB)	trade	409	91.46	38.91	22.14	183.43
Crescimento Populacional	pop_g	409	0.56	0.91	-2.26	2.64
Crédito Privado (% do PIB)	cred_priv	280	38.21	16.88	6.99	90.57
Estabilidade Política	political	408	-0.16	0.77	-2.81	1.12
Corrupção	corrupt_trans	402	10.97	15.74	1.80	73.00
Desemprego (% da força de trabalho)	unp	410	9.23	6.29	0.10	37.30

Fonte: Elaborado pelos autores.

Modelo econométrico

A regressão do modelo seguirá o seguinte formato básico:

$$Gini_{it} = \gamma_i + \alpha_i + \beta_1 inf_{it} + \beta_i controles_{it} + u_{it}$$

Devido à própria característica dos dados, para estimar a equação de regressão será utilizada a técnica de Dados em Painel com efeitos fixos. A utilização de modelos com dados em painel reside na possibilidade de explorar, de modo simultâneo, as variações das variáveis dispostas ao longo do tempo e entre diferentes unidades de corte transversal. Esta técnica de agregação de séries temporais e dados em corte transversal permite a estimação mais completa eficiente de modelos econométricos.

São três os tipos de dados disponíveis para a análise empírica: dados de séries temporais e de corte transversal combinados. Os dados em painel são um tipo especial de dados combinados, em que os dados de cada país no período de 2004 a 2013 constituem uma série temporal, e os dados para todos os 41 países referentes a um determinado ano são um exemplo de corte transversal.

Ao unirem-se séries temporais com observações de corte transversal, a estimação com dados em painel apresenta inúmeras vantagens, principalmente se comparada com as regressões *cross section*. Primeiramente, por disponibilizar um grande número de observações sobre a mesma unidade é possível detectar e medir efeitos que não podem ser observados em outros conjuntos de dados. Segundo, reduz diversos problemas apontados como crítica aos trabalhos de análise em *cross section*,

como os efeitos causados por variáveis omitidas que estão correlacionadas com a variável explicativa. Em suma, os dados em painel enriquecem a pesquisa, tornando inviável utilizar apenas dados puramente seccionais ou temporais.

A hipótese deste modelo tem como base a pesquisa de Rodrigues e Sabbadini (2010), que a inflação é uma variável exógena, ou seja, não é correlacionada os resíduos (u_{it}). Porém, ela pode ser correlacionada com os efeitos fixos. Como discutido na revisão de literatura, este é o caso que se supõe que todo viés é eliminado pelo uso do estimador de efeitos fixos. Uma suposição importante em nossa análise é que as características individuais dos países são invariantes (constantes) no tempo, incluímos também *dummies* para controlar o efeito de mudanças temporais, bem como, possíveis choques econômicos. O modelo de Efeitos Fixos pretende controlar o impacto das variáveis omitidas que alteram entre os países, mas permanecem constantes ao longo do tempo, portanto as estimativas serão baseadas nas variações dos dados dentro de um mesmo país e não entre eles.

Resultados

Nessa seção são apresentadas as estimativas obtidas nos diferentes exercícios econométricos realizados. Inicialmente, realizamos uma análise próxima do trabalho desenvolvido por Rodrigues e Sabbadini (2010), para fins de comparação. Portanto, na Tabela 2 são apresentadas as estimativas de efeito fixo, tendo como hipótese principal que a inflação é uma variável exógena, ou seja, não correlacionada com u_{it} , mas

livremente correlacionada com os efeitos fixos.

Embora se tenha uma justificativa teórica para o uso de estimadores de efeito fixo, realizou-se o teste de Hausman (1978), onde a hipótese nula é que o modelo de aleatórios é preferido em relação ao de efeitos fixos. Em suma, testa-se se os resíduos estão correlacionados com os regressores, assumindo-se sob a hipótese nula que eles não são. Em alguns casos esse procedimento estatístico pode falhar (valor χ^2 negativo) por não conseguir encontrar as condições

assimptóticas adequadas, o que ocorre comumente quando se tem pequenas amostras. Quando isso acontece, manteve-se a exposição das estimativas por efeitos fixos.

Ademais, para contornar-se os problemas de heterocedasticidade, identificada pelo teste proposto por Baum (2001), e também de autocorrelação serial, detectada pelo teste Woodridge (2002), em todas as estimações. Foi implementada a estimação robusta por cluster, seguindo Hoechle (2007).

Tabela 2. Modelos lineares na inflação considerando-a exógena.

Table 2. Linear models on inflation considering it as exogenous.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
inf	0.03 (0.03)	0.01 (0.02)	-0.02 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)
gdp_g		0.08* (0.03)			0.03 (0.05)	
mgdp_per		-2.42*** (0.84)			0.76 (0.94)	
mgdp_per ²		0.09* (0.05)			-0.03 (0.04)	
trade		0.03 (0.03)	0.05* (0.03)		0.04 (0.03)	0.04 (0.03)
pop_g		0.06 (0.74)	-0.15 (0.74)		-0.11 (0.55)	0.12 (0.67)
cred_priv		-0.03 (0.02)	-0.05*** (0.02)		0.02 (0.03)	0.02 (0.03)
unp			0.24*** (0.07)			0.16** (0.07)
political			-0.26 (0.89)			-0.57 (0.75)
corrupt_trans			-0.04*** (0.01)			0.03 (0.04)
Constante	39.20*** (0.24)	46.79*** (3.79)	35.75*** (2.18)	37.27*** (0.41)	30.30*** (4.53)	31.40*** (2.50)
Dummies Temporais	não	não	não	sim	sim	sim
N	350	237	236	350	237	236
adj. R ²	0.003	0.224	0.251	0.318	0.342	0.367
Hausman	1.13	26.41***	73.46***	-0.26	38.86***	69.10***

Fonte: Elaborado pelos autores utilizando o software Stata 13®. Notas: Erros Padrões Robustos para Clusters entre Parênteses, sendo * significativo a 10%, ** significativo a 5% e *** significativo a 1%.

As três primeiras colunas e as três últimas reproduzem dois conjuntos de modelos. A diferença entre os mesmos é a ausência de *dummies* de tempo nas três primeiras especificações. Em nenhuma das especificações a inflação é estatisticamente significativa, sob qualquer nível de significância tradicional (1, 5 ou 10%). Para fins de comparação, Romer e Romer (1999) encontraram, em um modelo de dados em *cross section*, que um aumento da inflação em um ponto percentual aumenta o Gini em 0.34 pontos percentuais. Desta forma, um aumento em 10 pontos percentuais da inflação elevaria o Gini em 3.4 pontos

percentuais. O desemprego, nas especificações em que é utilizado como controle - (3) e (6) - parece ter um impacto estatisticamente significativo sobre a desigualdade. No geral, os resultados parecem mostrar que, em uma estrutura de painel, os achados de Romer e Romer (1999) não encontram sustentação empírica.

Na sequência buscamos identificar se há uma relação não linear entre a desigualdade de renda e a inflação. Para isso, adicionamos um termo com a inflação ao quadrado. Essa especificação visa identificar um possível problema de autocorrelação serial, que pode ocorrer devido à omissão de alguma

variável relevante ou de má especificação dinâmica do modelo. Na presença de autocorrelação, os resíduos contêm mais informação sobre a variável dependente do

que aquilo que foi filtrado pelas variáveis explicativas.

A Tabela 3 resume esses resultados.

Tabela 3. Modelos com inflação quadrática.

Table 3. Models with quadratic inflation.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	gini	Gini	gini	gini	gini	gini
Inf	0.10***	0.03	0.05	-0.09**	-0.06	-0.05
	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
inf2	-0.00***	-0.00	-0.00**	0.00**	0.00	0.00
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
gdp_g		0.08**			0.03	
		(0.04)			(0.05)	
mgdp_per		-2.34**			0.65	
		(0.89)			(0.87)	
mgdp_per ²		0.09			-0.02	
		(0.05)			(0.04)	
trade		0.03	0.05*		0.04	0.04
		(0.03)	(0.03)		(0.03)	(0.03)
pop_g		0.10	0.04		-0.18	0.06
		(0.72)	(0.72)		(0.55)	(0.65)
cred_priv		-0.03	-0.04**		0.02	0.02
		(0.02)	(0.02)		(0.03)	(0.03)
unp			0.25***			0.16**
			(0.07)			(0.06)
political			-0.34			-0.54
			(0.89)			(0.74)
corrupt_transp			-0.03***			0.03
			(0.01)			(0.04)
constant	38.77***	46.36***	35.05***	37.50***	30.89***	31.46***
	(0.24)	(4.03)	(2.09)	(0.42)	(4.33)	(2.50)
Dummies Temporais	Não	não	não	sim	sim	Sim
N	350	237	236	350	237	236
adj. R ²	0.016	0.221	0.255	0.325	0.341	0.366
Hausman	4.05	29.72***	50.83***	-0.27	54.59***	64.99***

Fonte: Elaborado pelos autores utilizando o software Stata 13®. Notas: Erros Padrões Robustos para Clusters entre Parênteses, sendo * significativo a 10%, ** significativo a 5% e *** significativo a 1%.

Em relação à Tabela 2, os resultados obtidos não mudam muito: a inflação só se mostra significativa no modelo (4), embora os efeitos de segunda ordem apareçam como significativos também em (1) e (3). Adicionalmente, observa-se uma relação positiva entre o desemprego e a desigualdade ((3) e (6)) que não seria, em princípio, surpreendente.

Nessa perspectiva, o comércio na coluna (3), continua impactando a desigualdade positivamente a um nível de significância de 10%. E a corrupção, na coluna (3), a um nível de significância de 5%, permanece praticamente com o mesmo impacto positivo apresentado na Tabela 2, no modelo sem *dummies* de tempo. No geral, é possível perceber que o acréscimo da inflação quadrática não alterou os resultados dos nossos coeficientes estimados em relação ao modelo anterior.

Dos outros resultados, note que *trade* (uma proxy do nível de globalização do país) mantém-se positiva, embora seja significativa em apenas duas das especificações, o que pode ser uma evidência de que a desigualdade pode ser afetada negativamente pela expansão do comércio (um possível canal de transmissão é a queda de preços advinda de maior concorrência).

Para uma análise mais detalhada, os países foram divididos em duas subamostras de acordo com o nível de desenvolvimento, conforme a classificação do Doing Business (2016). No total temos 41 países em análise, sendo 26 desenvolvidos e 15 em desenvolvimento. O objetivo desta análise é investigar se há diferença no impacto da inflação sobre a desigualdade de renda quando distinguimos os países segundo seu grau de desenvolvimento. Pois como explica Medrado (2010, p. 56 e p.57):

Poderia ocorrer que a inflação parecesse afetar diretamente a desigualdade, quando na verdade ela poderia simplesmente estar associada a sociedades menos desenvolvidas economicamente, que também apresentariam alto nível de desigualdade, e por isso

pareceria que a inflação tem uma correlação direta com a distribuição de renda.

Dito isto, considere os resultados da Tabela 4.

Tabela 4. Modelos lineares para países em desenvolvimento.

Table 4. linear models for developing countries.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Inf	0.06 (0.05)	0.16* (0.09)	0.04 (0.05)	-0.06 (0.07)	0.03 (0.06)	-0.11 (0.09)	-0.09 (0.05)	-0.17 (0.12)	-0.09 (0.07)	-0.21** (0.08)	-0.03 (0.03)	-0.14** (0.05)
inf2		-0.00 (0.00)		0.00** (0.00)		0.01** (0.00)		0.00 (0.00)		0.00* (0.00)		0.00** (0.00)
gdp_g			0.02 (0.04)	0.02 (0.04)					-0.11 (0.11)	-0.13 (0.12)		
mgdp_per			-3.08 (3.28)	-3.22 (3.19)					4.26 (2.65)	3.88 (2.60)		
mgdp_per ²			0.11 (0.23)	0.12 (0.23)					-0.30* (0.15)	-0.28* (0.15)		
Trade			0.06 (0.05)	0.06 (0.05)	0.08* (0.04)	0.08** (0.04)			0.08 (0.05)	0.07 (0.05)	0.03 (0.04)	0.04 (0.05)
pop_g			0.93 (0.65)	1.08* (0.62)	0.76 (0.71)	0.91 (0.72)			0.38 (0.64)	0.59 (0.64)	1.03 (0.69)	1.17 (0.69)
cred_priv			-0.08** (0.03)	-0.08** (0.03)	-0.08** (0.03)	-0.08** (0.03)			-0.03 (0.04)	-0.04 (0.04)	-0.01 (0.05)	-0.01 (0.05)
unp					0.17 (0.17)	0.15 (0.18)					0.06 (0.16)	0.05 (0.16)
political					-1.07 (1.77)	-1.26 (1.81)					-1.68 (1.40)	-1.82 (1.42)
corrupt_transp					-0.04* (0.02)	-0.04* (0.02)					0.14* (0.07)	0.13* (0.07)
constant	37.44*** (0.44)	37.10*** (0.41)	41.94*** (8.65)	42.37*** (8.35)	31.37*** (2.94)	31.56*** (2.99)	36.08*** (0.49)	36.29*** (0.56)	22.37** (8.31)	23.84** (8.45)	27.12*** (3.19)	27.49*** (3.21)
Dummies Temporais	não	Não	não	não	não	não	sim	sim	sim	sim	sim	sim
N	132	132	99	99	99	99	132	132	99	99	99	99
adj. R ²	0.006	0.005	0.249	0.250	0.282	0.289	0.388	0.386	0.413	0.415	0.433	0.434
Hausman	15.06***	3.11	17.99***	5.69	6.07	5.27	-2.04	3.73	-245.50	-565.07	-159.15	-164.80

Fonte: Elaborado pelos autores utilizando o software Stata 13®. Notas: Erros Padrões Robustos para Clusters entre Parênteses, sendo * significativo a 10%, ** significativo a 5% e *** significativo a 1%.

Na coluna (1), como nas regressões anteriores, o impacto da inflação sobre o índice de Gini é positivo, porém estatisticamente não significativo. Já no segundo modelo o efeito é significativo, ou seja, um aumento de um ponto percentual na inflação aumentaria a medida de desigualdade em 0.16%. No entanto, observa-se que o impacto é significativo e negativo em (10) e (12), com efeitos positivos, mas baixos, de segunda ordem, nos modelos com *dummies* de tempo.

Cabe destacar-se o papel ambíguo da corrupção que é estatisticamente significativa a 10% tanto em (5) e (6) quanto em (11) e (12). A diferença entre ambos é a presença de *dummies* de tempo. Em sua ausência, o índice de corrupção (que é, na verdade, um índice de transparência), possui impacto negativo sobre a desigualdade. Já no caso em que as *dummies* aparecem ((11) e (12)), o impacto é positivo.

A variável de crédito, cujos sinais oscilavam na Tabela 3, com a simples inclusão do efeito de segunda ordem da inflação, passa a ter o sinal consistentemente negativo e significativo estatisticamente apenas nas especificações sem *dummies* de tempo.

Como já citado, tanto Romer e Romer (1999), quanto Easterly e Fischer (2001), por meio de regressões cross-country, encontram que, *ceteris paribus*, quanto maior a inflação, maiores os níveis de pobreza e consequentemente de distribuição de renda. Tais resultados não encontram sustentação na estrutura de painel adotada aqui. O trabalho de Rodrigues e Sabbadini (2010) se encontra na mesma linha desta pesquisa, mas nossos resultados diferem devido ao uso de um painel fortemente balanceado com um grupo de países distintos aos desses pesquisadores e criteriosamente selecionados. Os autores encontraram, nos modelos lineares, que um aumento da

inflação em 100 pontos alterara o índice de Gini em aproximadamente 0,10. Esse efeito é economicamente muito menor do que o efeito encontrado nos trabalhos anteriores já citados. Porém, os resultados anteriores, para a amostra de países subdesenvolvidos, não encontraram resultados robustos quanto ao sinal do coeficiente da inflação.

Esse resultado contrasta com o de Von Ende, Wakulicz e Zanini (2010, p.10) sobre

os determinantes na distribuição de renda no Brasil, em que afirmam: “os resultados (...) dão indícios de que a distribuição de renda está associada mais a variáveis econômicas do que sociais, sendo que a variável que mais contribui é o PIB e a que menos contribui é a inflação.”.

Vejamos agora os resultados relativos aos países desenvolvidos, apresentados na Tabela 5.

Tabela 5. Modelos lineares para países desenvolvidos.

Table 5. Linear models for developed countries.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
inf	0.00 (0.03)	0.09* (0.05)	-0.01 (0.03)	0.01 (0.06)	-0.04* (0.02)	0.03 (0.07)	-0.02 (0.02)	-0.08 (0.05)	0.00 (0.03)	-0.02 (0.07)	-0.01 (0.02)	0.02 (0.09)
inf2		-0.00* (0.00)		-0.00 (0.00)		-0.00 (0.00)		0.00 (0.00)		0.00 (0.00)		-0.00 (0.00)
gdp_g			0.12* (0.06)	0.11* (0.06)					0.12 (0.08)	0.13 (0.08)		
mgdp_per			-2.00** (0.81)	-1.97** (0.82)					-0.70 (1.01)	-0.71 (1.01)		
mgdp_per2			0.06 (0.04)	0.06 (0.04)					0.01 (0.04)	0.01 (0.04)		
Trade			0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.05* (0.02)	0.05* (0.02)			0.01 (0.04)	0.01 (0.04)	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)
pop_g			-0.13 (1.55)	-0.09 (1.52)	-1.03 (1.40)	-0.83 (1.26)			0.04 (1.14)	-0.02 (1.07)	-0.42 (1.01)	-0.35 (0.92)
cred_priv			0.00 (0.03)	0.00 (0.03)	-0.04* (0.02)	-0.03* (0.01)			0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)
unp					0.20* (0.09)	0.23* (0.09)					0.23* (0.10)	0.24* (0.10)
political					0.10 (0.94)	0.13 (0.91)					0.38 (0.81)	0.37 (0.81)
corrupt_transp					-0.03** (0.01)	-0.03** (0.01)					-0.01 (0.04)	-0.01 (0.05)
_cons	40.26** (0.21)	39.77** (0.31)	49.05** (4.31)	48.80** (4.67)	38.68** (2.18)	37.68** (2.30)	38.34** (0.69)	38.58** (0.71)	39.93** (7.79)	40.01** (7.85)	34.37** (3.62)	34.33** (3.68)
Dummies Temporais	não	Não	não	não	não	não	sim	sim	sim	sim	sim	sim
N	218	218	138	138	137	137	218	218	138	138	137	137
adj. R ²	-0.004	0.012	0.194	0.188	0.172	0.172	0.239	0.243	0.253	0.247	0.253	0.248
Hausman	0.03	-0.76	58.01***	51.59***	11.72	-41.04	-0.12	-0.46	92.78***	95.91***	27.21**	-130.14

Fonte: Elaborado pelos autores utilizando o software Stata 13®. Notas: Erros Padrões Robustos para Clusters entre Parênteses, sendo * significativo a 10%, ** significativo a 5% e *** significativo a 1%.

A inflação, nossa principal variável de interesse, continua não se mostrando estatisticamente significativa, exceto em algumas especificações. Observa-se um efeito positivo e estatisticamente (embora muito pequeno) significativo apenas no segundo modelo. Nesse mesmo modelo, o termo quadrático apresenta um sinal negativo, porém seu coeficiente é muito pequeno. Em outras palavras, seja na amostra conjunta ou nas subamostras, ainda não há claras evidências quanto à existência de relação entre a inflação e a desigualdade.

Em comparação com os países desenvolvidos, é interessante notar que os controles relativos ao PIB ganham significância em algumas especificações – (3) e (4) - fornecendo evidências de que haveria algum tipo de impacto positivo do

crescimento do PIB sobre a desigualdade (corroborando a ideia de que haja algum trade-off entre “eficiência” e “desigualdade”) junto a um impacto negativo do nível do PIB per capita sobre a mesma (que parece indicar que, a despeito do trade-off, a desigualdade é um bem inferior).

Ao contrário da ambiguidade do efeito do índice de corrupção, no caso dos países desenvolvidos, as evidências são de que a corrupção tem impacto positivo sobre a desigualdade ou, alternativamente, menos corrupção (“mais honestidade”) tem impacto negativo sobre a desigualdade, o que pode ser um indício de que exista alguma diferença institucional a respeito da tolerância com a desigualdade entre países,

embora nossa divisão amostral não seja muito clara a este respeito.

Considerações finais

A relação entre inflação e desigualdade de renda ganhou destaque nos últimos anos com a publicação de diversas pesquisas sobre o tema, chegando, no entanto, a diferentes conclusões. Este trabalho evidenciou esse debate e procurou, através de estimativas próprias, contribuir a esse respeito.

Para verificarmos tal relação entre essas variáveis, tomamos como base o trabalho de Rodrigues e Sabbadini (2010), que utiliza estimadores de dados em painel com efeito fixo. Contudo, nossos resultados mostraram-se contrários. Isso pode ter ocorrido por termos usado um painel fortemente balanceado com um grupo de países distintos ao desses pesquisadores.

Neste sentido, nossas estimativas indicam que não é possível alterar um padrão de desigualdade de renda apenas controlando a inflação. Isto é, quando não controlada por outras variáveis, a inflação está positivamente relacionada com a desigualdade de renda. Ou seja, em sociedades em que tudo o mais constante, há maior inflação e conseqüentemente pior distribuição de renda. No entanto, ao adicionar no modelo variáveis de controle e *dummies* de tempo essa relação deixa de ser sustentável, segundo nosso método de pesquisa e dados utilizados.

Contudo, como a maioria das estimações do coeficiente da inflação nas regressões não é estatisticamente significativa, a conclusão mais adequada seria que, levando em conta a metodologia empregada nos modelos, a relação entre inflação e desigualdade de renda não é robusta e tampouco existe casualidade entre as variáveis.

O fato de não terem surgido estimativas significativas a partir das regressões não significa necessariamente que o modelo é inadequado, mas pode indicar que não há nenhum mecanismo direto que relacione inflação com distribuição de renda. Nesse sentido, para uma nova agenda de pesquisa é interessante verificar os efeitos dinâmicos da inflação na desigualdade de renda.

Referências

- ALBANESI, S. 2007. Inflation and inequality. *Journal of Monetary Economics*, 54(4):1088-1114. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.02.009>
- AL-MARHUBI, F. 1997. A note on the link between income inequality and inflation. *Economics Letters*, 55(3):317-319. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00108-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00108-0)
- ATKINSON, A. B.; BRANDOLINI, A. 2001. Promise and pitfalls in the use of "secondary" data-sets: income inequality in OECD countries as a case study. *Journal of Economic Literature*, XXXIX:771-799. <https://doi.org/10.1257/jel.39.3.771>
- BARBOZA, A. L. M. 2008. *A relação entre inflação e distribuição de renda*. Dissertação de Mestrado, IPE-USP, São Paulo.
- BAUM, C. 2001. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *Stata Journal*, 1(1):101-104.
- BENNETT, D. L.; VEDDER, R. K. 2013. A dynamic analysis of economic freedom and income inequality in the 50 U.S. States: empirical evidence of a parabolic relationship. *The Journal of Regional Analysis and Policy*, 43(1): 42-55.
- CYSNE, R. P.; MALDONADO, W.; MONTEIRO, P. K. 2005. Inflation and income inequality: a shopping-time approach. *Journal of Development Economics*, 78:516-528. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2004.09.002>
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. 1996. A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, 10(3):565-591. <https://doi.org/10.1093/wber/10.3.565>
- DESAI, R.; OLOFSGÅRD, A.; YOUSEF, T. 2005. Inflation and inequality: does political structure matter? *Economics Letters*, 87(1):41-46. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2004.08.012>
- DOLMAS, J.; HUFFMAN, G.; WYNNE, M. 2000. Inequality, inflation, and central

- bank independence. *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique*, 33(1):271-287. <https://doi.org/10.1111/0008-4085.00015>
- DOING BUSINESS. The World Bank. Disponível em: <http://www.doingbusiness.org/data/exploreconomies/economycharacteristics>. Acesso em: mar. 2016
- EASTERLY, W.; FICHER, S. 2001. Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2):160-178. <https://doi.org/10.2307/2673879>
- ENDE, M. VON; WAKULICZ, G. J.; ZANINI, R. R. 2010. Estudo sobre as variáveis determinantes da distribuição de renda no Brasil. In: Simpósio de Excelência em Gestão e Tecnologia, VII, Resende, RJ. *Anais...* Resende: AEDB (Associação Educacional Dom Bosco).
- EROSA, A.; VENTURA, G. 2002. On inflation as a regressive consumption tax. *Journal of Monetary Economics*, 49(4):761-795. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00115-0](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00115-0)
- HAUSMAN, J. A. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6):1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- HOECHLE, D. 2007. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *Stata Journal*, 7(3):281-312.
- MEDRADO, A. L. 2008. *A relação entre inflação e distribuição de renda*. Dissertação (Mestrado), Universidade de São Paulo, São Paulo.
- MONNIN, P. 2014. *Inflation and income inequality in developed economies*. Disponível em: http://www.cepweb.org/wp-content/uploads/2014/05/CEP_WP_Inflation_and_Income_Inequality.pdf. Acesso em: mar. de 2016.
- MURPHY, R. H. 2015. The impact of inequality on economic growth on economic growth. *Cato Journal*, 35(1):117-131.
- RODRIGUES, M.; SABBADINI, R. 2010. Impactos da inflação sobre a desigualdade de renda. In: Encontro Nacional de Economia, 38º, Salvador. *Anais...* ANPEC: Niterói.
- ROMER, C. D.; ROMER, D. H. 1999. Monetary policy and the wellbeing of the poor. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1st quarter:21-49. <https://doi.org/10.3386/w6793>
- SABBADINI, Ricardo. 2010. *Dois ensaios empíricos em macroeconomia e desigualdade de renda*. Dissertação (Mestrado em Economia), Instituto de Pesquisas Econômicas, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- TRANSPARÊNCIA INTERNACIONAL. Índice de Percepção de Corrupção. Disponível em: <https://www.transparency.org/> Acesso em: mar. 2016.
- WOOLDRIDGE, J. M. 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: MIT Press.

Submetido: 14/06/2016

Aceito: 05/06/2017