

# Impactos da inflação sobre a desigualdade de renda\*

Mauro Rodrigues<sup>†</sup>  
Ricardo Sabbadini<sup>‡</sup>

## Resumo:

O objetivo deste artigo é avaliar o impacto de uma mudança da taxa inflação na distribuição de renda, medida pelo índice de Gini. Para isso, usa-se um painel com aproximadamente 80 países e dados anuais entre 1987 e 2006. Então, estimam-se modelos estáticos e dinâmicos em que a desigualdade de renda é explicada pela inflação, sempre controlando a existência de efeitos fixos para países e anos. Quando modelos não-lineares são usados, para diminuir a influência dos *outliers*, encontra-se uma robusta relação positiva entre as variáveis, indicando que inflação tem um impacto positivo no índice de Gini. A magnitude do efeito estimado, porém, é bastante inferior ao obtido por estudos anteriores. Os resultados apontam que um aumento no IPC de zero para 10 pontos percentuais ao ano elevaria o índice de Gini, que está numa escala de zero a 100, em, no máximo, 0,05 pontos percentuais. Essa discrepância em relação à literatura parece decorrer do uso de estimadores de efeitos fixos, pois os trabalhos anteriores baseavam-se em dados em *cross section*.

**Palavras chave:** inflação, desigualdade de renda, dados em painel.

## Abstract:

*The aim of this paper is to evaluate how a change in the inflation rate affects the income distribution. To this end, we use a panel of yearly data with about 80 countries between 1987 and 2006. We estimate both static and dynamic models in which income inequality is explained by inflation, always controlling for country and year fixed effects. A robust positive relation between the variables is found when non linear models are used to reduce the influence of outliers. This is evidence that inflation has a positive effect in the Gini index. The size of the estimated effect, however, is substantially lower than to those obtained by previous studies. Results point that a an increase in CPI inflation from zero to 10 yearly percentage points would increase the Gini index in at most 0.05 percentage points, on a scale between zero and 100. Such difference seems to derive from the use of fixed effects estimators, given that previous work was based on cross section data.*

**Key words:** inflation, income inequality, panel data.

**Área Anpec:** Área 3 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

**Classificação JEL:** D30, E31.

---

\* Agradeço a Pedro Garcia Duarte, Vladimir Kuhl Teles, Naércio Menezes Filho, Carlos Eduardo Soares Gonçalves, Ricardo Madeira, Bethânia Lyra, Eduardo Jardim, Bruno Gasperini, Ricardo Leal, Luiz Felipe Amaral e aos participantes do *workshop* dos alunos do IPE-USP pelos comentários e sugestões e a CNPq e FAPESP pelo apoio financeiro fornecido para a realização de meu mestrado.

<sup>†</sup> Professor do Departamento de Economia da FEA-USP.

<sup>‡</sup> Analista do Departamento Econômico do Banco Central do Brasil e mestre em teoria econômica pelo IPE-USP.

## 1 Introdução

Nos debates econômicos sobre os malefícios de elevadas taxas de inflação é recorrente o argumento de que o aumento do nível de preços, e o imposto inflacionário, afeta mais fortemente os pobres. Este efeito desigual seria originado do acesso diferenciado a ativos financeiros indexados entre pobres e ricos. Desta maneira, os mais abastados podem se proteger conforme a inflação se eleva, diferentemente da parte mais pobre da sociedade. Assim, a inflação levaria ao aumento da desigualdade de renda, sendo este mais um bom motivo para sua manutenção em baixos níveis.

Assim como trabalhos anteriores (ROMER e ROMER, 1998; EASTERLY e FISCHER, 2001; e BULÍŘ, 2001), portanto, este artigo tenta avaliar empiricamente se a taxa de inflação impacta a distribuição de renda de um país. O argumento básico desta literatura é o expresso acima e já foi formalizado em trabalhos teóricos a partir de modelos de equilíbrio geral dinâmico (EROSA e VENTURA, 2002; CYSNE, MALDONADO e MONTEIRO, 2005; ALBANESI, 2007). Outros canais também são também enfatizados pela literatura, como o salarial, destacado por Cardoso (1992). Segundo este canal, mais inflação também levaria a mais desigualdade de renda via o aumento salarial mais lento do que o dos preços em episódios de inflações elevadas.

Os trabalhos empíricos anteriores, que usavam dados em *cross section*, encontram fortes efeitos da inflação no índice de Gini. Esses estudos, todavia, sofrem de alguns problemas relacionados aos dados de desigualdade de renda utilizados e à possível existência de viés, tanto pela omissão de variáveis como por uma possível determinação simultânea. Por exemplo, suponha que países que herdaram de seus colonizadores instituições ruins (que incentivam, ou não coíbem, os governantes a se apropriar da riqueza produzida) têm maiores níveis de desigualdade. Ademais, estas instituições também podem levar a governos maiores e mais engajados em *rent seeking* que podem se financiar excessivamente com o imposto inflacionário. Dessa forma, a inflação estaria correlacionada com estas instituições que também afetam a desigualdade de renda, enviesando as estimativas baseadas em dados de *cross section* em virtude da existência de variáveis omitidas. O presente estudo pretende enfrentar dificuldades aliando o uso de dados de melhor qualidade de desigualdade de renda e da estrutura de painel dos dados.

Os resultados indicam a existência de um efeito positivo da inflação sobre o índice de Gini, ou seja, causando uma piora da distribuição de renda. Entretanto, para que se note esse efeito é necessária a inserção de não-linearidades nessa relação e uma análise dos *outliers*, que influenciam fortemente os modelos lineares. Esse efeito, porém, é bem mais modesto que o sugerido pelos estudos anteriores. Apesar de economicamente não desprezível e estatisticamente significativa, o efeito encontrado não é capaz sozinho de mudar o patamar do índice de Gini. Enquanto trabalhos prévios têm encontrado fortes efeitos, como Romer e Romer (1998) sugerindo que um aumento da inflação em 10 pontos percentuais poderia aumentar o Gini em até 3,4 pontos, nossos modelos mostram que a inflação deveria subir mais de 1000 pontos percentuais para que esse efeito fosse alcançado.

A magnitude mais moderada deste efeito parece ser consequência do uso de estimadores de efeitos fixos, que utilizam a variação dos dados dentro dos países, mas não entre eles. Esses estimadores permitem, no modelo, que cada país possua um termo aditivo de heterogeneidade não-observada que explica o índice de Gini, o que mitiga o problema de viés em virtude de variáveis não observadas.

O restante do artigo se divide em cinco seções. Na próxima é feita uma breve resenha da literatura de interesse. Depois os dados são apresentados, seguidos da abordagem econométrica. Na quinta seção discutem-se os resultados dos diversos modelos estimados. Encerra-se com uma breve conclusão do que foi encontrado no estudo.

## 2 Revisão da literatura

Na literatura teórica, alguns trabalhos desenvolvem modelos de equilíbrio geral dinâmico com agentes heterogêneos, como os de Cysne, Maldonado e Monteiro (2005) e Erosa e Ventura (2002), em que há impactos distributivos da inflação. O primeiro modelo basicamente consiste em uma economia com dois tipos de agentes, ricos e pobres, que diferem em seu acesso a ativos para transacionar (os mais pobres são mais restritos, têm acesso apenas a moeda) e em suas produtividades na produção do bem de consumo. Mesmo assim, ambos seguram moeda, pois a realização de compras leva tempo que pode ser minimizado com o uso desta (trata-se de uma *shopping-time economy*). Portanto, o modelo não foca na diferença entre

pobres e ricos em seu acesso a ativos financeiros com diferentes taxas de retorno real, mas sim na parcela de tempo dos agentes gasta realizando as compras (*shopping-time*), o que pode ser visto como uma medida dos custos de bem-estar da inflação, pois esse *shopping-time* é um reflexo direto da taxa de inflação. Quanto maior esta, maior o juro nominal e, conseqüentemente, maior o custo de segurar moeda, o que eleva o *shopping-time*. Dadas as diferenças de produtividade, ocorre que o *shopping-time* é maior entre os pobres. Assim, aqueles com melhor acesso a tecnologias de transação (os ricos) tendem a se sair melhor quando a inflação é alta, concentrando a renda da economia, medida pelo índice de Gini. Segundo os autores, esse modelo pode ser interpretado como uma formalização indireta do argumento de que os pobres pagam mais imposto inflacionário que os ricos, o que liga o trabalho à evidência empírica de Romer e Romer (1998), Easterly e Fischer (2001) e Bulíř (2001) e desta dissertação.

Erosa e Ventura (2002) apresentam um modelo semelhante. Nele, porém, a imperfeição que leva os agentes a segurarem moeda é do tipo *cash-in-advance*. Nessa economia há um contínuo de bens que podem ser adquiridos com moeda ou crédito, o qual apresenta uma tecnologia com ganhos de escala. Por isso, os agentes mais ricos compram uma parcela maior de seus bens com crédito que os pobres, que dependem mais de moeda. Em virtude dessa diferença no acesso a mecanismos de compra, os custos de bem-estar da inflação são maiores para os agentes com baixa renda. Nesse modelo, a inflação funciona como um imposto não-linear sobre o consumo. Por fim, Albanesi (2007), em um modelo bastante semelhante a este último, tornou a política econômica (monetária e fiscal) endógena, completando o modelo com um mecanismo político. Este processo de escolha das políticas se dá através de um jogo de barganha entre os agentes pobres e ricos. Dessa maneira, a autora tem um modelo no qual inflação tem impactos distributivos semelhantes a um imposto regressivo e mesmo assim existe uma correlação positiva entre essa variável e a desigualdade de renda.

Já na literatura empírica, destaca-se o trabalho clássico de Romer e Romer (1998), que estudam o impacto da política monetária sobre a pobreza tanto no curto como no longo prazo. Para o curto prazo analisam o efeito de expansões monetárias e de inflação inesperada na economia americana a partir de uma série de tempo com dados trimestrais. Os resultados, apesar de não serem totalmente robustos, indicam que no curto prazo uma expansão monetária pode melhorar a renda dos mais pobres ao diminuir o desemprego, mas não através de mudanças diretas na inflação. Entretanto, os autores lembram que a política monetária não pode ter efeitos expansionistas no longo prazo. Assim, optam por uma análise de regressão em uma *cross section* de aproximadamente 70 países (com dados médios do período de 1983 a 1993) para analisar o efeito de taxas de inflação sobre pobreza e desigualdade de renda. Quando se trata da desigualdade de renda, o principal resultado, quando *dummies* de continentes são incluídas como controles, é que o aumento de um ponto percentual na inflação média eleva o índice de Gini em 0,34 pontos percentuais. Com este efeito linear, o aumento de um desvio padrão na taxa média de inflação (17 pontos percentuais) eleva o Gini, cujo desvio padrão é 10,6 pontos percentuais, em 3,3 pontos.

Interessados no mesmo tema, Easterly e Fischer (2001) realizam duas investigações empíricas distintas. A primeira se baseia em uma pesquisa sobre as principais preocupações dos cidadãos realizada com mais de 30 mil pessoas em 38 países. Nesta pesquisa, pedia-se a cada pessoa para selecionar as suas três maiores preocupações de uma lista de 15 assuntos. Com estes dados, os autores estimam, controlando pelo efeito fixo de cada país, a probabilidade de indivíduos de diferentes extratos de renda citarem inflação entre suas preocupações. Em termos gerais, “inflação e preços altos” foi o terceiro item mais citado, atrás apenas de “criminalidade” e “desemprego/recessão”. Nas estimativas de *probit*, os autores encontram que indivíduos mais pobres têm maior probabilidade de citarem inflação como uma preocupação. Na segunda parte do artigo, Easterly e Fischer analisam, também através de regressões *cross-country*, o efeito do imposto inflacionário sobre desigualdade, que é medida como a renda do quintil mais pobre da economia, e pobreza, dada pela porcentagem de pessoas abaixo de uma linha de pobreza específica a cada país. Em ambas as regressões o efeito encontrado é de que mais inflação leva a maiores níveis de pobreza e de distribuição de renda. Uma de suas estimativas mostra que a passagem de uma situação de inflação zero para uma hiperinflação diminuiria a parcela da renda total da economia pertencente ao último quintil (os mais pobres) em 1,7 pontos percentuais, sendo que esta parcela é, em média, 6,2%. Se a inflação passasse de 0 para 40%, a queda seria de 0,5 pontos percentuais.

Apesar de ter outra inspiração, a hipótese de Kuznets de um “U” invertido entre renda e desigualdade, Bulíř (2001) faz uma análise dos dados na mesma linha dos trabalhos anteriores. Com o intuito de estudar uma versão expandida da curva de Kuznets (proposta por Milanovic, 1994) que incluísse os efeitos da inflação sobre a desigualdade, Bulíř regrida o índice de Gini contra PIB per capita e seu quadrado, emprego estatal, transferências e variáveis binárias para países que apresentassem taxas de inflação muito baixas (0 a 5% a.a.), baixas (5% a 40% a.a.), altas (40% a 300% a.a.) ou hiperinflações (acima de 300% a.a.). Suas estimativas por OLS e por IV (tomando como variável explicativa endógena transferências governamentais, mas não inflação), com dados em *cross-section*, mostram que hiperinflações pioram dramaticamente a distribuição de renda, aumentando o índice de Gini em aproximadamente oito pontos percentuais, mas que alterações da inflação entre os outros patamares têm efeitos quase negligenciáveis sobre a distribuição de renda. Aspectos que podem explicar a diferença entre este resultado e os anteriores são o uso de um maior número de variáveis de controle e de *dummies* de inflação no lugar do imposto inflacionário.

Entretanto, estes trabalhos possuem dificuldades que os impedem de encontrar o verdadeiro efeito de inflação sobre a desigualdade de renda. A primeira se refere ao uso dos dados de desigualdade de renda. Os três estudos citados usam os dados de Deininger e Squire (1996), que, apesar de representarem um avanço em relação às bases de dados previamente existentes, ainda possuem alguns problemas, como explicitado por Atkinson e Brandolini (2001) e discutido na seção de dados do presente trabalho.

O segundo problema é o uso de dados em *cross section* e não em painel. Com o uso de dados em painel e estimadores de efeitos fixos, mitiga-se o problema de viés causado pela existência de variáveis relevantes omitidas. Caso estas sejam constantes no tempo, podemos interpretá-las como um termo de heterogeneidade não-observada para cada país e assim é possível corrigir esse problema de endogeneidade. Podem-se obter estimadores consistentes mesmo se as variáveis explicativas de interesse, nesse caso a inflação, forem correlacionadas com este termo de efeito fixo. Por exemplo, suponha que países que herdaram de seus colonizadores instituições ruins (que incentivam, ou não coíbem, os governantes a se apropriar da riqueza produzida) têm maiores níveis de desigualdade. Ademais, estas instituições também podem levar a governos maiores e mais engajados em *rent seeking* que podem se financiar excessivamente com o imposto inflacionário. Dessa forma, a inflação estaria correlacionada com estas instituições que também afetam a desigualdade de renda, enviesando as estimativas baseadas em dados de *cross section* em virtude da existência de variáveis omitidas. Variáveis geográficas, como latitude, também podem estar contidas neste termo de heterogeneidade. Pense que países com clima e tipos de terra específicos, além de possivelmente serem os que sofreram com a herança do tipo de instituição citado acima, também podem ser mais adequados para cultivo de culturas cujas tecnologias ótimas de plantação são mais extensivas em trabalho. Nesse caso, essa característica geográfica, que está contida no termo de efeito fixo, aumenta o Gini das nações e pode estar correlacionada com a inflação. Esse tipo específico de problema é resolvido com o uso de painel e estimadores de efeito fixo, mas torna inconsistentes as estimativas com dados em *cross section*. Ademais, ao se utilizar estimadores de efeitos fixos, a variação dos dados dentro dos países, mas não entre eles, é levada em conta na obtenção das estimativas. Isso se mostrará importante para o uso apropriado dos dados de desigualdade de renda e será explicado nas seções de dados e metodologia.

A terceira dificuldade também está relacionada ao problema de endogeneidade. Os artigos de Al-Marhubi (1997, 2000) e de Dolmas, Huffman e Wynne (2000), ambos baseados em análise de dados em *cross-section*, também encontram uma relação positiva entre desigualdade de renda e inflação, mas a interpretam com a causalidade oposta. Essa interpretação é oriunda de modelos de economia política, em que maior desigualdade requereria mais distribuição de renda, sendo esta financiada com inflação.<sup>4</sup> Nesses modelos, a inflação seria causada pela pressão por distribuição, que é maior em sociedades mais desiguais, e não o oposto.<sup>5</sup> Porém, como mostrado por Desai, Olofsgard e Yousef (2005), quando se usam

---

<sup>4</sup> O modelo teórico mais recente nesta linha é o de Albanesi (2007).

<sup>5</sup> Exceto por Albanesi (2007), essa visão era fundamentada em modelos que apresentavam a inflação como um imposto progressivo, que recairia mais sobre os ricos. O argumento que os ricos seguraram mais moeda e por isso sofreriam mais com a inflação, vai em direção oposta à evidência de que eles possuem maior acesso a ativos mais sofisticados, que protegem sua renda do aumento do nível de preços.

dados de painel, a relação entre inflação (variável dependente) e desigualdade de renda não é estatisticamente significativa. Isso indica que possivelmente apenas o uso de dados em painel já corrija o problema de viés na estimação do efeito da inflação sobre a desigualdade de renda. Caso esse não seja o caso, faz-se necessário o uso de técnicas de variáveis instrumentais.

O presente estudo pretende enfrentar essas dificuldades quanto aos dados utilizados assim como as técnicas econométricas apropriadas. Os dados serão apresentados em mais detalhes na próxima seção. Sobre a econometria, adianta-se que serão utilizados modelos de painel com efeitos fixos, e de painel dinâmico, a fim de mitigar o problema de endogeneidade por variáveis omitidas. Ademais, também são apresentadas estimativas de variáveis instrumentais. Por fim, formas funcionais não-lineares são estimadas a fim de se compreender se o efeito da inflação afeta diferentemente a desigualdade de renda dependendo de seu nível. A abordagem econométrica é discutida na seção quatro.

### 3 Dados

A análise empírica dos efeitos da inflação sobre a desigualdade de renda será feita partir de um painel desbalanceado contendo dados anuais para 81 países entre 1987 e 2006.

Para dados de desigualdade de renda será utilizado o índice de Gini obtido no *World Income Inequality Database* (WIID) versão 2c, uma base de dados secundária que compila e classifica informações sobre distribuição de renda de vários países.<sup>6</sup> Nesta base de dados, cada observação é classificada de acordo com sua qualidade com uma nota de um, a mais alta, a quatro. Recebem a nota mais alta as observações cujos conceitos de renda e consumo utilizados no cálculo do índice de Gini são conhecidos e cuja qualidade destas variáveis e da pesquisa são julgados como suficientes. Para os dados de qualidade dois, existe algum problema na identificação ou na qualidade da pesquisa utilizada ou na definição da variável utilizada para o cálculo do índice de Gini (geralmente renda ou consumo). Os dados de qualidade três apresentam problemas em ambos os quesitos, e os de qualidade quatro são observações classificadas como itens de memorando, informações sobre as quais não se sabe a fonte precisamente.

Aqui serão utilizados os dados de qualidade um e dois, que totalizam 3042 observações anuais. Entretanto, vários destes são ocorrências para o mesmo país e ano. Por exemplo, a Austrália possui na WIID seis índices de Gini para o ano de 1995, sendo que o menor deles é 30,2 e o maior é 57. Essa diferença provavelmente decorre do método de cálculo do índice. As diferenças podem ser em virtude dos seguintes critérios dos estudos e das pesquisas populacionais em que estes se baseiam: a área e a população coberta pela pesquisa (total, rural ou urbana; se todas as famílias são incluídas ou se somente trabalhadores); a unidade de recebimento de renda (indivíduo, domicílio ou família); a unidade de análise (se o Gini é calculado para pessoas, domicílios ou famílias); se a unidade de análise é o indivíduo, mas a de renda é o domicílio ou a família, qual o método de equivalência de escala utilizado (domicílio per capita, domicílio pela raiz quadrada do número de pessoas, o critério da OCDE, outro ou nenhum ajuste é feito); e, por fim, qual o critério de renda utilizado para o cálculo do Gini (renda bruta ou líquida, total, monetária ou somente advinda do trabalho).<sup>7</sup>

Atkinson e Brandolini (2001, 2009) relatam que diferentes métodos não levam a índices de Gini diferentes apenas por uma constante, mas que tais diferenças podem variar no tempo e entre países. Por isso, seguindo suas recomendações, optou-se por obter para cada nação a maior série de tempo possível que seguisse os mesmos critérios, isto é, buscou-se criar uma série compatível dentro de cada país. Isto foi feito, pois todos os métodos de estimação neste estudo levam em conta os efeitos fixos de cada país. Assim, as estimativas são baseadas na variação dos dados dentro de cada país e não entre eles. Portanto, a preocupação recaiu em obter séries comparáveis dentro dos países ao longo do tempo e não entre eles.

A base de dados de Deininger e Squire (1996), a mais amplamente usada pelos estudos nessa área, compara, para o mesmo país, índices de Gini obtidos por métodos diferentes. Eles tentam solucionar esse problema com o uso de “efeitos fixos” por tipo de metodologia, isto é, somando 6,6 pontos percentuais

---

<sup>6</sup> Utiliza-se neste trabalho a variável “reported Gini”, que é o índice de Gini reportado pelos estudos presentes na WIID (existe também uma variável denominada Gini, que é o índice de Gini obtido através de uma aproximação, algoritmo, dos dados de decis ou quintis de renda).

<sup>7</sup> A base de dados do WIID foi escolhida justamente por fornecer todos estes detalhes sobre a obtenção do índice de Gini, como recomendado por Atkinson e Brandolini (2001), e dessa maneira permitir a realização da correção feita neste estudo.

aos Gini calculados com gastos (em oposição à renda) e três pontos percentuais àqueles obtidos com renda líquida e não bruta. Essa abordagem é severamente criticada por Atkinson e Brandolini (2001, 2009), pois 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 (por exemplo, é possível que países com sistemas tributários mais progressivos apresentem uma diferença superior a três pontos percentuais entre os índices de Gini calculados com renda bruta ou disponível). Ademais, como a estimação com efeitos fixos é mais sensível a erros de medida, essas alterações artificiais podem afetar seriamente os resultados. Justamente este cuidado com as séries reduziu bastante o número de observações disponíveis. Relembrando, com dados anuais, o painel se estende de 1987 a 2006 com 642 observações nos vinte períodos, abrangendo 81 países com as informações de qualidade um e dois.

Os dados de inflação, variável explicativa de interesse, medidos pelo índice de preços ao consumidor, foram obtidos na base *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI). Como será explicado na próxima seção, taxas de crescimento de agregados monetários são usadas como instrumentos. Essas informações foram obtidas na mesma fonte. Os dois agregados utilizados são *Money*, ou M1, e *Quasi Money*, ou M2 exceto M1.<sup>8</sup> Para os países que adotaram a moeda única Euro, utilizam-se suas taxas de crescimento de M1 e M2-M1 enquanto possuíam moedas próprias. Assim que adotaram o Euro, suas séries foram construídas com as taxas de crescimento dos agregados monetários para a área do euro como um todo.

Da base *World Development Indicators* 2007 do Banco Mundial foram retiradas as outras variáveis explicativas de controle que farão parte dos modelos econométricos. Sua escolha foi baseada na literatura sobre determinantes sobre desigualdade de renda. Estas são taxa de crescimento do PIB, PIB per capita por paridade poder de compra e seu quadrado, parcela do comércio internacional (importações mais exportações) no PIB, crescimento populacional e crédito doméstico ao setor privado como porcentagem do PIB.

As estatísticas descritivas detalhadas do índice de Gini e da taxa de inflação estão na tabela 1. O índice de Gini está em uma escala entre zero e 100 com média 37,42 e mediana 34,5. As menores estatísticas, 19,7, ficam por conta da Finlândia em 1987 e 1992, e maior se refere ao Equador em 2004. O índice de inflação utilizado é o IPC, que tem média de 48,1% ao ano, mas mediana de apenas 4,4%. Essa discrepância ocorre em virtude de algumas observações extremamente elevadas. Enquanto no percentil 95 a inflação está em 63,9% ao ano, no 99º ela é 1190,2%. A inflação não é apresentada em porcentagem a fim de facilitar a interpretação dos coeficientes obtidos na seção de resultados. As estatísticas das outras variáveis estão na tabela 2. Note que, assim como ocorre com a inflação, o desvio padrão da taxa de crescimento dos agregados monetários é bastante superior à média e os valores máximos são bastante elevados.

---

<sup>8</sup> Ambos foram obtidos nas IFS de janeiro de 2009 tanto na seção *World Tables* como na *Monetary Survey* dentro de *Economic Concept View*.

**Tabela 1 - Estatísticas descritivas detalhadas do índice de Gini e da inflação.**

	Gini	IPC
Média	37.42	0.481
Desvio Padrão	10.27	3.365
Mínimo	19.70	-0.114
Máximo	62.83	52.442
10° percentil	25.90	0.012
1° Quartil	29.60	0.023
Mediana	34.50	0.044
3° Quartil	45.80	0.100
90° percentil	53.70	0.283
95° percentil	56.43	0.639
99° percentil	60.05	11.902

**Tabela 2 - Estatísticas descritivas das outras variáveis utilizadas.**

	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Crescimento PIB	3.4	4.1	-22.6	18.7
PIB per capita	13740.6	10477.2	545.6	53582.6
Comércio (% PIB)	79.0	43.3	12.9	293.9
Crescimento Populacional (%)	0.78	0.98	-2.37	5.17
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)	56.7	44.5	0.0	255.3
Crescimento da moeda	0.32	1.52	-0.26	23.14
Crescimento da quase moeda	0.38	2.34	-0.74	34.78

#### 4 Estratégia empírica

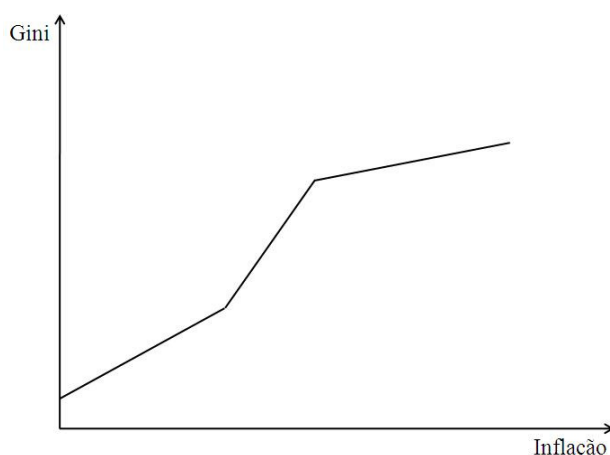
O objetivo deste trabalho é estimar o impacto da inflação sobre a desigualdade de renda usando uma estrutura de dados em painel considerando as dificuldades presentes nessa literatura. Por isso, em todas as estimativas apresentadas neste artigo os estimadores levam em conta os efeitos fixos dos países (de acordo com as necessidades dos dados, discutidas na seção anterior) e incluem *dummies* de tempo. Assim, as estimativas são baseadas na variação dos dados dentro de um mesmo país e não entre eles. Com esse intuito, utilizar-se-á uma forma funcional flexível (denotada pela função  $f()$ ), que permite um efeito não linear da inflação ( $IPC_{it}$ ) sobre a distribuição de renda, como apresentado na equação (1) abaixo.

$$(1) \text{ Gini}_{it} = a_i + b_t + \alpha f(IPC_{it}) + \beta \text{Controles}_{it} + v_{it}$$

As formas funcionais a serem utilizadas podem ser divididas em três grupos. No primeiro estão as formas lineares. Esses modelos podem ser lineares no próprio IPC, como em Romer e Romer (1998) ou no imposto inflacionário,  $(IPC_{it})/(1 + IPC_{it})$ , como em Easterly e Fischer (2001), que é uma transformação do IPC situada no intervalo de zero a um.<sup>9</sup> No grupo seguinte está apenas o modelo quadrático, que permite que o efeito do IPC sobre a desigualdade de renda mude de intensidade e até mesmo de sinal de acordo com o nível da inflação.

<sup>9</sup> Essa medida de imposto inflacionário é o produto entre a taxa de inflação (a alíquota do imposto) e uma demanda de moeda (a base do imposto) do tipo Cambridge-K, dada por  $K(1 + R)y$ , em que R são os juros nominais e y o produto da economia. Em uma economia de dotação, isso se reduz a  $K(1 + \pi)y$ , em que  $\pi$  é a taxa de inflação. Esse tipo de demanda de moeda pode ser derivada de modelos de equilíbrio geral dinâmico e estocástico em tempo discreto em que a moeda aparece na função utilidade, supondo que esta seja homotética. Demandas de moeda semelhantes também podem ser obtidas em modelos em que há custos de transação ou restrição *cash-in-advance* com dois tipos de bens (*cash* e *credit goods*).

No último grupo, *dummies* de intervalos do IPC são interadas com o próprio IPC.<sup>10</sup> Dessa maneira, permite-se que o efeito marginal de inflação sobre o Gini seja diferente dependendo do nível da inflação. Essa interação é feita de tal sorte que a relação entre Gini e IPC seja contínua nos nós que definem os intervalos. Essa escolha possui duas justificativas. A primeira, econômica, é a falta de motivo para permitir que haja essa descontinuidade em pontos arbitrários. Não há porque imaginar que quando o IPC atinge exatamente 100% o seu efeito sobre a desigualdade de renda possa ser maior do que quando esta variável chega a 99% ou 101%. A segunda justificativa é que em estimações prévias que permitiam a existência dessa descontinuidade, ela não se mostrou estatisticamente diferente de zero. Assim, neste último grupo, assume-se que a relação entre inflação e desigualdade de renda seja como a apresentada na figura 1. No modelo aqui apresentado, os pontos onde ocorrem as mudanças de inclinação são 40%, 100% e 1000%. A escolha do valor de 40% é feita baseada na literatura (ver Bulíř (2001)), pois este é um valor a partir do qual a taxa de inflação é considerada alta. As outras quebras foram colocadas em valores que podem ser interpretados como pontos focais, 100% e 1000% ao ano.<sup>11</sup>



**Figura 1 – Relação entre Gini e IPC nos modelos do grupo três.**

Quanto aos métodos de estimação, também podemos dividi-los em dois blocos. No primeiro a hipótese identificadora é que a inflação ou sua transformação são variáveis exógenas, isto é, não correlacionadas com  $v_{it}$ . Porém, elas podem ser livremente correlacionadas com os efeitos fixos. Como discutido na revisão da literatura, esse é o caso em que se supõe que todo viés é eliminado pelo uso de efeitos fixos, pois as variáveis omitidas são constantes no tempo. Nesse bloco, duas técnicas de estimação são utilizadas. A primeira é o estimador de efeitos fixos, em que se subtrai a média temporal das variáveis para cada país. A inferência é baseada em erros-padrão robustos (que permitem heteroscedasticidade e autocorrelação nos erros dentro de cada país).

A outra técnica dentro deste bloco é o estimador de GMM em dois passos de Arellano e Bond (1991).<sup>12</sup> Nele, além das variáveis explicativas já citadas, acrescenta-se a defasagem do indicador de desigualdade, permitindo analisar a persistência da própria desigualdade de renda (característica presente nos dados,

<sup>10</sup> Modelos com *dummies* de nível, como em Bulíř (2001), foram estimados, mas não apresentaram resultados significantes. O problema desta forma funcional é que o efeito marginal do IPC sobre o Gini dentro de cada intervalo é nulo. De maneira geral, houve pouco ganho de conhecimento sobre o problema ao se explorar essa forma funcional. Nesse caso, os intervalos utilizados são ou quantis (mediana, terceiro quartil e nonagésimo percentil) do IPC ou valores como os usados nos modelos com inclinações (40%, 100% e 1000% ao ano). Os resultados podem ser vistos em Sabbadini (2010).

<sup>11</sup> No apêndice 1 de Sabbadini (2010) estão modelos que possuem quebra apenas em 1000% ou em 100% e 1000% (tabelas 3 e 4). Os principais resultados se mantêm, mas há vantagens no modelo com três quebras que serão discutidas na próxima seção. Ademais, modelos com quebras em quantis (mediana, terceiro quartil e nonagésimo percentil) também foram estimados. Os resultados também estão disponíveis no apêndice 1 de Sabbadini (2010) nas tabelas 5 a 8, mas são menos interessantes, pois os valores dessas quebras (4,4%, 10% e 28,3%) são muito baixos. Assim, não se diferenciam efeitos de inflações baixas e moderadas de inflações altas. Isso reforça a escolha do modelo principal (com quebras em 40%, 100% e 1000%), pois a inflação pode ter efeitos distintos se ela é baixa ou elevada.

<sup>12</sup> Como o painel possui 20 períodos, há pouco ganho de eficiência em se utilizar o estimador de Blundell e Bond (1998). Uma discussão sobre modelos de painel dinâmico pode ser vista em Baltagi (2008).



pois o Gini muda pouco em um mesmo país ao longo do tempo). Esse estimador usa as defasagens das variáveis exógenas e da endógena (para esta somente em períodos anteriores àquelas que são variáveis explicativas do modelo) como instrumentos para a variável defasada no lado direito da equação. Nesse caso, considera-se apenas que a variável endógena defasada é predeterminada, mas as outras variáveis explicativas, incluindo a inflação, são consideradas exógenas, como no estimador de efeitos fixos. A fim de limitar o número excessivo de condições de ortogonalidade e os problemas que o acompanham, apenas três defasagem da variável predeterminada foram usadas como instrumentos.

No segundo bloco de estimadores, estão aqueles usados para testar a robustez dos resultados. Estes permitem a existência de uma correlação entre IPC e  $v_{it}$ , isto é, em que inflação seja endógena. Neste bloco, novamente, temos dois estimadores distintos. No primeiro, estima-se a equação por GMM em dois passos (para que autocorrelação e heterocedasticidades sejam levadas em conta) num modelo de painel de efeitos fixos com variáveis instrumentais.<sup>13</sup> A taxa de inflação é instrumentalizada com a taxa de crescimento da moeda e da quase-moeda, enquanto as demais variáveis de controle são consideradas exógenas.<sup>14</sup> Em todos os modelos deste tipo, inclui-se o crédito doméstico ao setor privado em porcentagem do PIB como uma variável explicativa. Isso é feito para rebater a crítica de que os agregados monetários não seriam bons instrumentos por estarem correlacionado ao índice de Gini via mercado de crédito. Esses instrumentos seriam correlacionados com a desigualdade, pois alterações na taxa de crescimento da moeda (e da quase moeda) poderiam estar correlacionadas com seus próprios níveis, configurando o fenômeno de reversão à média. Caso existisse essa reversão e o nível desses agregados estivesse relacionado ao mercado de crédito, que pode afetar a desigualdade de renda, essas variáveis violariam a hipótese necessária para serem instrumentos. A hipótese identificadora, portanto, passa a ser que após controlarmos o índice de Gini por diversas variáveis explicativas, incluindo crédito ao setor privado e inflação, a taxa de crescimento dos agregados monetários não o afeta. Um ponto favorável nessa discussão é que nenhum trabalho insere a taxa de crescimento de moeda ou semelhante como variável explicativa da desigualdade de renda na literatura relacionada.

No último estimador, opta-se por outra abordagem para corrigir o problema de endogeneidade. Nesse caso, voltamos ao estimador de Arellano e Bond (1991), mas consideramos todas as variáveis explicativas, inclusive as de inflação, endógenas. Porém, ao invés de utilizar instrumentos externos, usam-se suas segundas defasagens como instrumentos na equação diferenciada.<sup>15</sup>

Para os dois estimadores de painel dinâmico utilizados, os erros-padrão apresentados são os sugeridos por Windmeijer (2005).<sup>16</sup> Tratam-se de erros-padrão dos estimadores de GMM eficientes em dois passos que são apropriados para pequenas amostras, pois, como já notado desde os experimentos de Monte Carlo realizados por Arellano e Bond (1991), os erros padrões assintóticos (mesmo que robustos) de tais estimadores são viesados para baixo quando o tamanho da *cross section* é pequeno (como no presente trabalho). Com esse cuidado é possível utilizar o GMM de dois passos (eficiente) e realizar a inferência estatística de maneira segura, sendo isto inclusive preferível à estimação do GMM de um passo (que apesar de consistente é ineficiente), cujos erros-padrão não sofrem do mesmo problema em amostras pequenas.<sup>17</sup>

## 5 Resultados

Essa seção se divide em duas partes. Na primeira parte, apresentam-se os modelos que consideram a inflação exógena após o controle dos efeitos fixos. Em seguida, para testar a robustez dos resultados, estimam-se os modelos que tomam a inflação como endógena.

---

<sup>13</sup> Ver Wooldridge (2001) seção 11.1.3. A implementação no software STATA é feita através do comando `xtivreg2`, para isso veja Schaffer (2007).

<sup>14</sup> Nos modelos não-lineares, as transformações equivalentes às realizadas na inflação são aplicadas às taxas de crescimento dos agregados monetários.

<sup>15</sup> Novamente, restringe-se o número de defasagens que podem ser utilizadas como instrumentos.

<sup>16</sup> Esses erros-padrão robustos levam em conta o fato que no estimador de dois passos se utiliza uma estimativa dos coeficientes de interesse (vinda do estimador do primeiro passo), e não os parâmetros verdadeiros, quando se define a métrica do estimador de GMM ótimo (que é a matriz de variância e covariância das condições de momento utilizadas).

<sup>17</sup> As estimativas foram obtidas utilizando o comando `xtabond2` de Roodman (2009).

## 5.1 Principais resultados

Essa seção contém três partes, em que se analisam, respectivamente, os modelos lineares, os quadráticos, e os com *dummies* de inclinação.

Na tabela 3 estão os modelos lineares na taxa de inflação (colunas 1 a 3) e no imposto inflacionário (colunas 4 a 6). Nas primeiras duas colunas desta tabela estão as estimativas de efeito fixo (assim como nas colunas 4 e 5), alterando apenas as variáveis de controle presentes. Enquanto na primeira coluna são incluídas apenas as *dummies* de tempo, na segunda também foram adicionados a taxa de crescimento do PIB, a fim de separar os efeitos inflacionários que podem estar correlacionados ao crescimento do PIB no *tradeoff* da Curva de Phillips, e outros possíveis determinantes da desigualdade de renda citados na seção sobre os dados utilizados. A intenção ao testar estas duas especificações é observar se os resultados obtidos são sensíveis a essas alterações na hipótese de identificação.

Com efeitos fixos os coeficientes obtidos são negativos, porém não significantes. Esse resultado contradiz os achados de Romer e Romer (1998), Easterly e Fischer (2001) e Bulir (2001), que encontram um forte efeito positivo de inflação na desigualdade de renda. Uma correlação positiva entre essas variáveis também é encontrada por Al-Marhubi (1997, 2000) e de Dolmas, Huffman e Wynne (2000). Essa diferença pode decorrer do uso de dados de painel e do controle por efeitos fixos. É possível que o resultado destes outros artigos decorra da existência de vies por variáveis omitidas, como discutido previamente.

**Tabela 3 - Modelos lineares no IPC ou no imposto inflacionário considerando-os exógenos.**

	1	2	3	4	5	6
Método de estimação	EF	EF	GMM	EF	EF	GMM
IPC	-0.104 (0.0729)	-0.0781 (0.0681)	-0.129*** (0.0256)			
Imposto Inflacionário				-1.902 (2.130)	-1.131 (2.098)	0.582 (2.027)
Crescimento PIB		0.0547 (0.0378)	-0.0852* (0.0485)		0.0581 (0.0402)	-0.0218 (0.0767)
PIB per capita		-0.000248 (0.000249)	0.000416 (0.000519)		-0.000316 (0.000253)	0.000154 (0.000711)
PIB per capita <sup>2</sup>		1.39e-09 (2.97e-09)	-8.35e-09 (6.18e-09)		2.27e-09 (2.95e-09)	-6.36e-09 (8.17e-09)
Comércio (% PIB)		-0.0121 (0.0110)	0.0114 (0.0169)		-0.0115 (0.0120)	0.00207 (0.0209)
Crescimento Populacional (%)		0.985 (0.649)	-0.0624 (0.335)		1.055 (0.748)	0.195 (0.394)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00633 (0.0107)	-0.0352** (0.0176)		0.00764 (0.0104)	-0.0317 (0.0198)
Gini <sub>t-1</sub>			0.159 (0.163)			0.200 (0.177)
Número de instrumentos	-	-	81	-	-	81
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.56	-	-	0.77
Teste J de Hansen (valor p)	-	-	0.99	-	-	0.99
Observações	642	608	329	642	608	329
Número de países	81	80	54	81	80	54

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nas terceira coluna é apresentada a estimativa de GMM considerando a inflação exógena. Os testes AR(2) e J de Hansen indicam a validade dos instrumentos. Novamente o coeficiente é negativo, mas dessa vez significativo a 1%. De acordo com a coluna três da tabela 3, um aumento da inflação em 100 pontos percentuais (lembre-se que isso significa a alteração em uma unidade na maneira como medimos o

IPC) diminui o índice de Gini, que está em uma escala entre zero e 100, imediatamente em 0,129 pontos. Esse efeito negativo estatisticamente significativo é, apesar de em direção oposta, economicamente muito menor que o efeito obtido por outros estudos. Para Romer e Romer (1998) (que tem um resultado diretamente comparável, pois a variável dependente usada por tais autores também é o índice de Gini), um aumento de um ponto percentual na inflação média eleva o Gini em 0,34 pontos percentuais. Tal resultado também parece decorrer do uso de estimadores de efeitos fixos, que se baseiam na variação dos dados dentro dos países, mas não entre eles. Essa magnitude das estimativas se mantém em todas as colunas da tabela 3 que usam o IPC como variável explicativa.

Ademais, da estimativa do modelo de painel dinâmico, podemos ver que após o controle da existência de um termo de efeito fixo para cada país, que pode ser interpretado como sua média histórica ou de longo prazo, o índice de Gini não é fortemente correlacionado com sua defasagem, como é evidenciado pelo baixo valor do termo de autocorrelação e de sua falta de significância estatística. Considerando o efeito da inflação sobre o Gini no longo prazo neste modelo dinâmico (ou seja, dividindo o coeficiente do IPC por um menos o coeficiente da defasagem do próprio Gini), uma alteração do IPC em 100 pontos percentuais, diminuiria o índice de desigualdade em 0,161 pontos percentuais. As demais variáveis, tanto no estimador de efeitos fixos como no de GMM, em geral, não são significantes.

Os resultados quando se substitui o IPC pelo imposto inflacionário estão nas colunas 4, 5 e 6. Lembre-se que quando a inflação é nula, essa medida de imposto inflacionário também assume valor zero, mas quanto maior a inflação, mais próximo de um essa medida de imposto se torna. Com efeitos fixos, novamente encontramos coeficientes negativos. No maior deles, coluna 4, o efeito de passar de uma inflação zero para um cenário hiperinflacionário diminui o índice de Gini (isto é, melhora a distribuição de renda) em 1,9 pontos percentuais.<sup>18</sup> Esse resultado, apesar de não poder ser estatisticamente distinguido do zero, tem magnitude semelhante aos dos modelos lineares no IPC. Naquele caso, caso a inflação passasse de zero para 1000% ao ano, o Gini cairia 1,04 pontos percentuais.

Ainda na tabela 3, quando se usa o estimador de Arellano e Bond (1991), validado tanto pelo teste J como pelo AR(2), o coeficiente não é significativo. Porém, o efeito de inflação no índice de Gini é positivo. Nesse caso, uma hiperinflação pioraria o Gini em 0,58 pontos percentuais. Note que nesse caso, mesmo o efeito sendo positivo, sua magnitude é muito inferior a dos resultados obtidos usando dados em *cross section*.

Então, dos modelos lineares é possível perceber que o uso dos dados de desigualdade da maneira feita neste trabalho (seguindo as recomendações de Atkinson e Brandolini, 2001, 2009) e a inclusão de efeitos fixos nos modelos econométricos diminuem bastante a correlação entre desigualdade de renda e inflação, que era encontrada em estudos baseados em *cross sections*. Essa correlação não parece ser robusta, pois em alguns casos é negativa e em outros, positiva. Tal variação depende da inclusão de outras variáveis de controle e do uso do IPC ou do imposto inflacionário, que diminui a influência de *outliers* presentes na amostra, como evidenciado nas estatísticas descritivas.

Agora apresentamos os primeiros modelos não-lineares a serem estimados. Nos modelos quadráticos, é possível que existam trechos da amostra em que o efeito de inflação seja positivo enquanto em outros ele é negativo. Além disso, esse efeito pode ser crescente ou decrescente no nível da inflação. Os resultados considerando IPC e seu quadrado como exógenos estão na tabela 4.

Nas duas primeiras colunas temos as estimativas de efeitos fixos. Os coeficientes de interesse são sempre conjuntamente significantes a 1%. O termo linear é sempre positivo, e significativo quando outras variáveis são inseridas no modelo, e o quadrático é negativo e sempre significativo. Assim, temos que a relação entre Gini e IPC tem a forma de um “U” invertido. Dessa forma, até certo nível de inflação, o ápice da parábola, esta possui um efeito positivo no Gini, piorando a distribuição de renda. Para valores maiores de inflação, contudo, o Gini é negativamente afetado pela inflação. Porém, como apresentado na tabela 4, esse valor do IPC a partir do qual a inflação tem um efeito negativo sobre o Gini é muito elevado. No caso em que ele é mais baixo (coluna 1), este valor é de uma inflação de 1430% ao ano (14,3 devido à alteração da escala). Como o 99º percentil do IPC possui o valor de 1190%, a inflação tem um efeito negativo sobre o Gini para menos de 1% da amostra. Assim, para a maioria dos países existe uma

---

<sup>18</sup> Como o imposto inflacionário tem seu limite superior igual a 1, denominamos esse caso de hiperinflação.

relação positiva entre inflação e desigualdade de renda. Porém, ela é encoberta pela não linearidade do efeito, em concordância com os resultados de Bulíř (2001), e pelo peso dado aos *outliers*.

A estimativa por GMM, validada pelos testes J e AR(2), confirma a robustez dos resultados do modelo quadrático. Nessa especificação os coeficientes não são individualmente significativos, apesar de serem conjuntamente a menos de 1%. Sua magnitude continua semelhante, contudo. Quanto ao tamanho deste efeito, ele depende do nível da inflação. Como a relação estimada tem a forma de “U” invertido, este efeito marginal é decrescente no IPC. Assim, ele assume seu valor máximo quando a inflação é nula. Aproximadamente, de acordo com a estimativa da coluna dois, a alteração do IPC de zero para 10% ao ano (0,1) aumentaria o índice de Gini em 0,03 pontos percentuais. A importância econômica deste efeito é inferior ao que estudos prévios encontraram, mas sem dúvida é significativa. Outro exercício quantitativo interessante é obter a diferença entre o Gini previsto de um país caso este tenha a inflação nula ou no valor do ápice encontrado nos modelos quadráticos. Novamente de acordo com a coluna três, essa diferença seria de 2,66 pontos percentuais no Gini. Assim, esse seria o maior efeito que a inflação poderia ter sobre o índice de Gini. A dimensão deste efeito se aproxima daquela obtida nos modelos lineares que usam o imposto inflacionário, mas se diferencia por ser significativa.

**Tabela 4 - Modelos quadráticos no IPC considerando-o exógeno.**

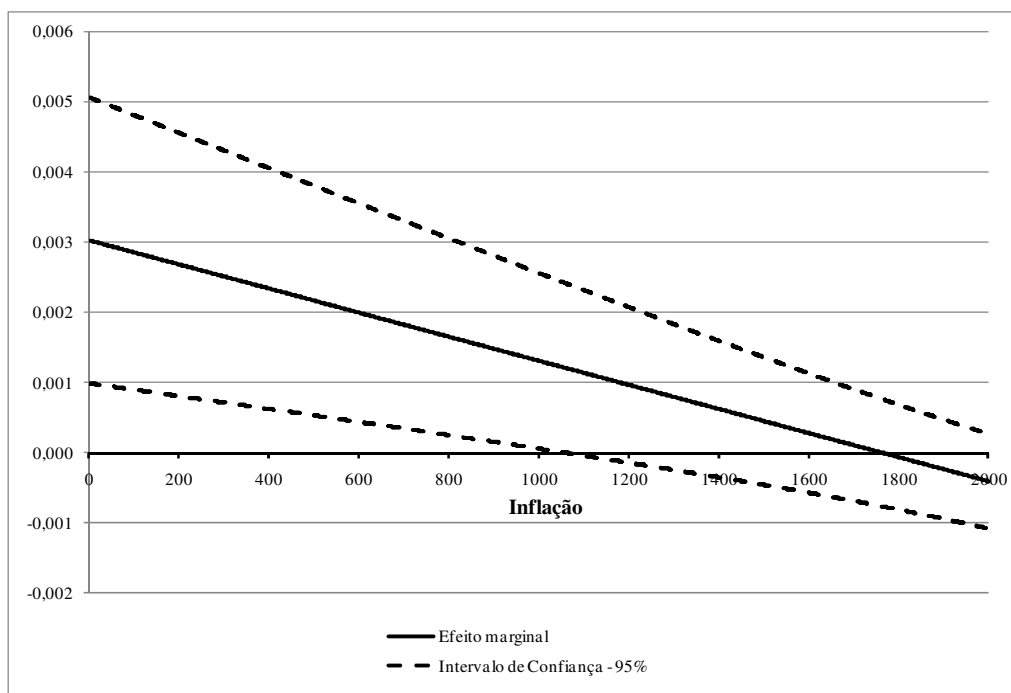
	1	2	3
Método de estimação	EF	EF	GMM
IPC	0.215 (0.210)	0.302*** (0.104)	0.146 (0.203)
IPC <sup>2</sup>	-0.00752* (0.00436)	-0.00857*** (0.00219)	-0.00485 (0.00386)
Crescimento PIB		0.0862** (0.0416)	-0.00137 (0.0461)
PIB per capita		-0.000227 (0.000254)	-3.70e-05 (0.000608)
PIB per capita <sup>2</sup>		1.09e-09 (3.14e-09)	-6.10e-09 (6.57e-09)
Comércio (% PIB)		-0.0209 (0.0130)	0.0138 (0.0168)
Crescimento Populacional (%)		0.740 (0.572)	0.0632 (0.428)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00501 (0.0103)	-0.0193 (0.0251)
Gini <sub>t-1</sub>			0.105 (0.207)
Teste de significância conjunta de IPC e IPC <sup>2</sup> (valor p)	0.001	0.000	0.000
IPC que zera o efeito sobre Gini	14.3	17.63	15.02
Número de instrumentos	-	-	82
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.35
Teste J de Hansen (valor p)	-	-	0.99
Observações	642	608	329
Número de países	81	80	54

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

A figura 2, abaixo, baseada na coluna 2 da tabela 4, apresenta o efeito estimado da alteração do IPC em um ponto percentual sobre o índice de Gini e seu intervalo de confiança a 95%.<sup>19</sup> Esse efeito é positivo e

<sup>19</sup> Escolhe-se a especificação da coluna 2 pois esta inclui os maior número de variáveis de controle e porque a variável dependente defasada não foi significativa no modelo estimado por GMM.

estatisticamente diferente de zero para valores do IPC até 1000% ao ano. Segundo o gráfico, para inflações entre 1000% e 2000% ao ano, não é possível diferenciar este efeito do zero. Também vale notar que para valores de IPC até 100%, o efeito marginal se alterou pouco, de 0,00302 para 0,00285 pontos. Os modelos quadráticos, de maneira geral, mostram que existe um impacto negativo da inflação sobre a distribuição de renda (ou seja, um impacto positivo no índice de Gini) ao permitir que este efeito varie com o nível da própria inflação. Outro resultado importante é que este efeito não é positivo (segundo o intervalo de confiança da figura 2) para inflações acima de 1000% ao ano. Ademais, isso é reforçado pelo fato desse efeito negativo se basear em um número pequeno de observações. Assim não parece apropriado afirmar que para inflações elevadas este efeito seja negativo, mas apenas que não seja positivo. É possível que em tais situações, com a inflação tão alta, seus efeitos distributivos máximos já tenham ocorrido. Pode ser que em tais situações extremas a moeda já tenha perdido suas funções, sendo substituída, por exemplo, pelo dólar ou devido ao fato que nesse ponto a economia já esteja completamente indexada. Nesse último caso, como todos ativos estão atrelados à inflação, é possível que a diferença no acesso a ativos indexados entre pobres e ricos diminua, minimizando os impactos distributivos do aumento generalizado de preços. Esse impacto estimado da inflação sobre a distribuição de renda, porém, é bem menor que os obtidos nos trabalhos empíricos anteriores. Contudo, o efeito obtido aqui deve estar mais próximo do efeito causal verdadeiro. Além dos motivos apresentados nas seções sobre os dados e a abordagem econométrica, uma breve análise de alguns casos de inflações altas reforça essa idéia.



**Figura 2 – Efeito marginal do IPC sobre o Gini segundo modelo 2 da tabela 4.**

Segundo a nossa base de dados, no Brasil, entre 1990 e 2005, o Gini caiu apenas 3,94 pontos percentuais, mesmo após o fim de uma elevadíssima inflação (mais de 2000% ao ano em 1990 e 1991), sem considerar várias outras alterações na economia que podem ter ajudado nesta queda, como abertura ao comércio internacional e aumento nos benefícios sociais trazidos pela Constituição de 1988. Entre 1997 e 1998, a inflação na Bulgária diminuiu de 1058% para 18% e o Gini caiu apenas 2,1 pontos. Na Rússia em 1993 a inflação superou os 800% ao ano e seu Gini era de 46,1 pontos. Treze anos depois, com uma inflação abaixo de 10%, o Gini ainda é de 45,1 pontos percentuais. Um cenário parecido, de alta inflação e pouca ou nenhuma queda no Gini, também ocorreu em outras repúblicas soviéticas. Obviamente, na análise desses casos outros fatores que podem afetar a distribuição de renda devem ser levados em conta. Decorre disso a importância de controlar outros fatores na análise de regressão, como abertura comercial e crescimento do PIB. Se as estimativas de Romer e Romer (1998) fossem corretas, o Gini das economias

citadas acima teria diminuído muito mais. Os resultados de Bulř (2001) também superestimam este efeito. A estimação no presente trabalho, ao levar em conta os efeitos fixos, corrige grande parte deste problema e obtém estimativas mais confiáveis.

Por fim, note que, diferentemente dos modelos lineares, os resultados nos modelos quadráticos são bastante robustos a alterações na hipótese identificadora e no método de estimação.

Na tabela 5 são apresentados os resultados do modelo que possui *dummies* de intervalos do nível da inflação interagindo com o próprio IPC a fim de que o efeito marginal da inflação varie. Os intervalos têm quebras em 40%, 100% e 1000%, dividindo a amostra em quatro partes.<sup>20</sup> Para o grupo base (com IPC abaixo de 40%), que inclui mais de 90% da amostra, o efeito da inflação sobre o Gini é dado simplesmente pelo coeficiente de IPC. Nesse primeiro intervalo encontramos uma relação positiva e significativa a 1% quando usamos o estimador de efeitos fixos. O coeficiente se altera muito pouco com a inclusão de outras variáveis explicativas de controle. Segundo a coluna dois, a alteração do IPC de zero para 40% elevaria o Gini em 0,17 pontos percentuais.

Para o segundo intervalo, de 40 a 100%, o efeito da inflação sobre a distribuição de renda parece ser ainda mais forte. O efeito marginal (a soma do coeficiente de IPC com o da interação de IPC e a *dummy* do intervalo de 40% a 100% ) é 1,851 na coluna 1 e 3,102 na coluna 2, bem acima do 0,419 do primeiro intervalo. Porém, este efeito é estatisticamente significativo, a 5%, apenas na segunda coluna. De acordo com o modelo da coluna 2 da tabela 5, a mudança da inflação de 40% para 100% piora o Gini em 1,86 pontos percentuais. Dessa forma, esse modelo indica que um aumento da inflação de zero para 100% elevaria o Gini em 2,03 pontos.

Entre 100% e 1000%, as duas estimativas do efeito marginal são negativas, mas não podem ser estatisticamente distinguidas de zero. No segundo modelo, o efeito estimado é -0,09, muito próximo de zero. Para o último intervalo, no qual está pouco mais de 1% da amostra, encontra-se uma relação negativa e significativa. Entretanto, deve-se lembrar que essa estimativa é baseada em pouquíssimas observações. Porém, a principal mensagem desse modelo com *dummies* é referente aos valores mais baixos da inflação. Quando se controla a presença dos *outliers*, fica evidente a relação positiva entre Gini e inflação, que aqui é interpretada como um efeito causal da última variável na primeira. Ademais, esse modelo indica que o efeito pode ser mais nocivo com a inflação alta (entre 40% e 100%) do que baixa.

As estimativas obtidas por GMM, por fim, são muito próximas das de efeitos fixos, todavia não são significantes. Elas são ligeiramente menores tanto quando se olha o efeito imediato, isto é, somente os coeficientes, como quando se leva em conta o termo de autocorrelação do Gini, que é extremamente baixo. Dentre os possíveis motivos para o menor erro padrão dos modelos de efeitos fixos, quando comparados aos de GMM, pode estar o tipo de transformação das variáveis. É possível que a subtração da média temporal para cada país seja preferível à aplicação de primeiras diferenças, pois os dados de Gini mudam pouco a cada ano, tornando sua primeira diferença essencialmente um ruído. Mesmo com a maioria das estimativas por GMM não sendo significativa, elas sempre corroboram (ou ao menos não contrariam) os achados de efeitos fixos, quanto à magnitude dos coeficientes.

---

<sup>20</sup> Para modelos com apenas uma (1000%) ou duas quebras (100% e 1000%), veja as tabelas 3 e 4 do apêndice 1 de Sabbadini (2010). No mesmo apêndice, como anteriormente comentado na seção da abordagem econométrica, as tabelas 5 a 8 contêm os resultados quando as quebras são localizadas em quantis específicos da amostra.

**Tabela 5 - Modelos com dummies de inclinação e quebras em 40%, 100% e 1000% sob exogeneidade da inflação.**

	1	2	3
Método de estimação	EF	EF	GMM
IPC	0.409** (0.187)	0.419*** (0.135)	0.237 (0.376)
D[40<IPC<100]*(IPC-40)	1.442 (1.589)	2.683* (1.525)	2.122 (6.197)
D[100<IPC<1000]*(IPC-100)	-0.826*** (0.246)	-0.509* (0.301)	-0.653 (1.340)
D[IPC>1000]*(IPC-1000)	-0.696*** (0.239)	-0.660*** (0.165)	-0.427 (0.488)
Crescimento PIB		0.0735** (0.0329)	0.0381 (0.0723)
PIB per capita		-0.000204 (0.000254)	1.83e-05 (0.000637)
PIB per capita <sup>2</sup>		7.09e-10 (3.15e-09)	-6.90e-09 (6.83e-09)
Comércio (% PIB)		-0.0198 (0.0127)	0.0155 (0.0161)
Crescimento Populacional (%)		0.809 (0.602)	-0.0360 (0.494)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00349 (0.0102)	-0.0241 (0.0254)
Gini <sub>t-1</sub>			0.00909 (0.238)
IPC+D[40<IPC<100]*(IPC-40) (valor p)	1.851 0.25	3.102 0.04	2.359 0.71
IPC+D[100<IPC<1000]*(IPC-100) (valor p)	-0.417 0.28	-0.090 0.78	-0.415 0.68
IPC+D[IPC>1000]*(IPC-1000) (valor p)	-0.286 0.00	-0.241 0.00	-0.190 0.10
Número de instrumentos	-	-	84
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.26
Teste J de Hansen (valor p)	-	-	0.99
Observações	642	608	329
Número de países	81	80	54

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 5.2 Análise de robustez

Agora são apresentados os modelos em que a inflação é considerada endógena, mesmo após o controle dos efeitos fixos. Inicialmente vemos se os modelos quadráticos continuam se ajustando bem e, em seguida, analisa-se o modelo com *dummies* de inclinação.

Os resultados do modelo quadrático estão na tabela 6 e as principais conclusões extraídas da tabela 4 também estão presentes aqui. Nas duas primeiras colunas a inflação e seu quadrado são instrumentalizados pela taxa de crescimento dos agregados monetários e seus quadrados, em uma estimação por GMM, após a aplicação da transformação de efeitos fixos. Nesses modelos, os coeficientes são sempre individualmente significantes a 1%. Ademais, o teste J indica a validade das restrições sobreidentificadoras e as estatísticas F do primeiro estágio são altas, acima de 40 para o termo linear e próximas a 10 para o quadrático (principalmente no principal modelo, o da coluna 2). De acordo com o segundo modelo, a alteração do IPC de zero para 10% pioraria o Gini em 0,05 pontos percentuais e o efeito máximo possível da inflação sobre o Gini (uma mudança de zero para 1970%) é um aumento de 5,16 pontos, maior que o obtido na tabela 4. Na figura 3, vemos o efeito do aumento da inflação em um ponto percentual sobre o Gini de acordo com o modelo da coluna 2 da tabela 6. De acordo com essa

figura, o impacto do IPC sobre o Gini é positivo, e estatisticamente significativo a 5%, para um intervalo ainda maior do que o da figura 2.

Na estimativa por GMM, os testes não apontam nenhum problema e seus coeficientes possuem os mesmos sinais dos outros modelos quadráticos e magnitudes semelhantes, assim como um ápice da parábola em valores do IPC superiores a 2000% ao ano. Os termos do IPC também são conjuntamente significantes a 1%. Repetindo o último exercício do parágrafo anterior, a alteração máxima no Gini seria um aumento de 4,81 pontos percentuais.

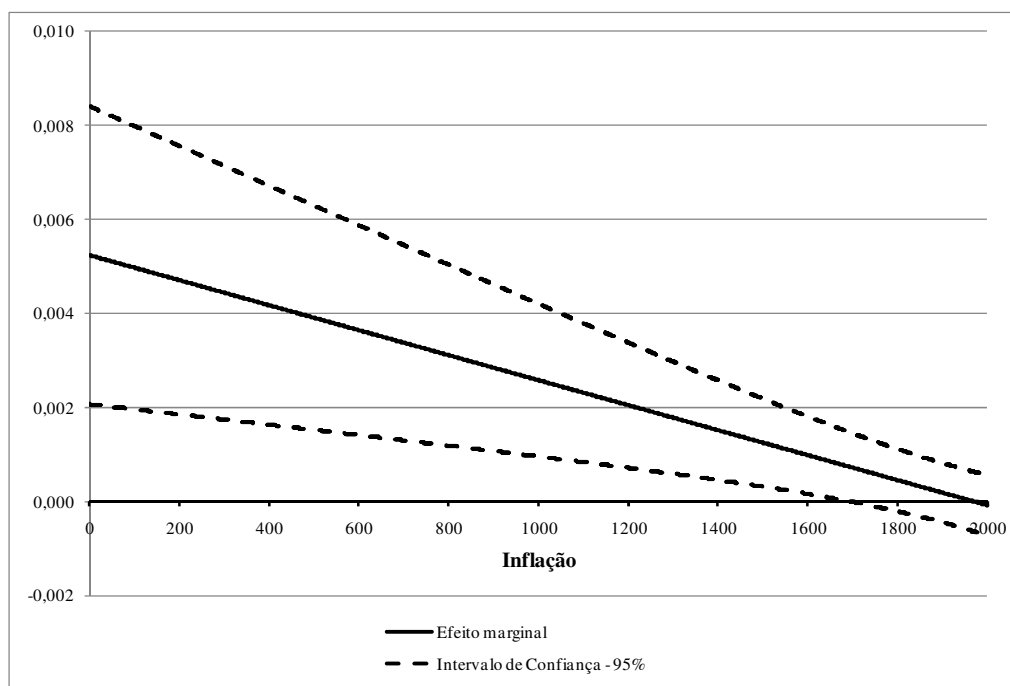
Na última tabela deste trabalho estão os modelos com *dummies* interagindo com a inflação considerando-as endógenas. Nesse caso, apenas os modelos que usam instrumentos internos, defasagens de ordem 3, são utilizados. Os modelos com agregados monetários como instrumentos sofrem severamente do problema de instrumentos fracos e, por isso, são omitidos. A principal mensagem da tabela 5 permanece na tabela 7. Nos dois modelos estimados, a inflação tem efeitos perversos sobre o Gini para a maioria dos países da amostra (com IPC de até 100% ao ano), sendo que o impacto é maior para índices acima de 40%. No modelo sem controles adicionais esses efeitos (com IPC até 40% e de 40% a 100%) são estatisticamente significantes a 1% e 5% respectivamente. Ademais, acima de 100%, não é possível identificar uma relação entre as variáveis. Nesse modelo, a elevação do IPC de zero para 40% aumentaria o Gini em 0,01 ponto percentual, enquanto a passagem do IPC de 40% para 100% pioraria o indicador de desigualdade em 2,6 pontos. No modelo da coluna dois, o impacto da inflação na distribuição de renda é significativo apenas no primeiro intervalo, mas os coeficientes estimados possuem dimensões semelhantes. Dessa forma, as estimativas feitas para a análise de robustez confirmam os resultados encontrados anteriormente. Conjuntamente, o que os modelos não-lineares, tanto os quadráticos como os com interações da inflação com *dummies*, expressam é que existe um impacto distributivo (negativo) da inflação. Esse impacto existe para a maioria dos países da amostra e aparece desde que os *outliers* tenham sido levados em conta, o que é feito tanto pelo modelo quadrático como pelo com interações. Este efeito, por fim, é bem menor do que o estimado por outros trabalhos, que se baseavam em *cross sections* e não em um painel de países.



**Tabela 6 - Modelos quadráticos no IPC considerando-o endógeno.**

	1	2	3
Método de estimação	EF	EF	GMM
IPC	0.582*** (0.177)	0.524*** (0.162)	0.445 (0.329)
IPC <sup>2</sup>	-0.0154*** (0.00459)	-0.0133*** (0.00411)	-0.0103* (0.00609)
Crescimento PIB		0.0600** (0.0263)	0.0565 (0.0674)
PIB per capita		-4.24e-05 (0.000198)	2.69e-05 (0.000842)
PIB per capita <sup>2</sup>		-3.21e-09 (3.29e-09)	-3.87e-09 (8.25e-09)
Comércio (% PIB)		-0.0105 (0.0102)	-0.0113 (0.0244)
Crescimento Populacional (%)		0.967** (0.437)	0.256 (0.930)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)	-0.00364 (0.00552)	0.00225 (0.00577)	-0.00661 (0.0310)
Gini <sub>t-1</sub>			0.246 (0.191)
Teste de significância conjunta de IPC e IPC <sup>2</sup> (valor p)	0.004	0.005	0.000
IPC que zera o efeito sobre Gini	18.83	19.70	21.62
Estatísticas F do 1º Estágio	43.4/6.9	53.7/9.1	-
Teste J de Hansen (valor p)	0.462	0.3042	-
Número de instrumentos	-	-	160
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.33
Teste J de Hansen (valor p)	-	-	0.99
Observações	544	543	329
Número de países	75	75	54

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



**Tabela 7 - Modelos com dummies de inclinação e quebras em 40%, 100% e 1000% sob endogeneidade da inflação.**

	1	2
Método de estimação	GMM	GMM
IPC	0.244*** (0.0768)	0.451* (0.263)
D[40<IPC<100]*(IPC-40)	4.456** (2.152)	3.929 (3.879)
D[100<IPC<1000]*(IPC-100)	-0.284* (0.159)	-0.263 (0.554)
D[IPC>1000]*(IPC-1000)	-0.294 (0.181)	-0.667** (0.311)
Crescimento PIB		0.0534 (0.0756)
PIB per capita		1.86e-05 (0.000720)
PIB per capita <sup>2</sup>		-3.64e-09 (7.01e-09)
Comércio (% PIB)		-0.0160 (0.0277)
Crescimento Populacional (%)		0.369 (1.097)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00443 (0.0301)
Gini-1	-0.0293 (0.169)	0.206 (0.220)
IPC+D[40<IPC<100]*(IPC-40)	4.701	4.381
(valor p)	0.03	0.25
IPC+D[100<IPC<1000]*(IPC-100)	-0.040	0.189
(valor p)	0.81	0.73
IPC+D[IPC>1000]*(IPC-1000)	-0.050	-0.216
(valor p)	0.73	0.00
Estatísticas F do 1º Estágio	-	-
Teste J de Hansen (valor p)	-	-
Número de instrumentos	77	166
Teste AR(2) (valor p)	0.13	0.31
Teste J de Hansen (valor p)	0.99	0.99
Observações	362	329
Número de países	55	54

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 6 Conclusão

Este trabalho procurou avaliar qual o efeito de um aumento na inflação sobre o índice de Gini. Dentre suas vantagens sobre trabalhos anteriores está o uso da estrutura de dados em painel para tentar mensurar este efeito. Também foram utilizados estimadores que permitem a cada país a existência de um termo heterogêneo que pode ser correlacionado com as variáveis explicativas. Dessa forma, as estimativas levam em conta a variação dos dados dentro dos países, mas não entre eles e, ao menos, mitiga-se o problema de viés em virtude da existência de variáveis omitidas. Por fim, os dados de desigualdade de renda foram tratados seguindo as recomendações de Atkinson e Brandolini (2001, 2009).

Os resultados obtidos nos modelos lineares, os primeiros estimados aqui, não traziam nenhuma relação positiva entre Gini e inflação. Quando alguma relação parecia existir, esta era negativa. Isso estava em desacordo com os resultados empíricos prévios (ROMER e ROMER, 1998 e EASTERLY e FICHER, 2001) e com os modelos teóricos (EROSA e VENTURA, 2002; CYSNE, MALDONADO e MONTEIRO, 2005; ALBANESI, 2007). Entretanto, flexibilizando as formas funcionais foi possível notar a existência de um efeito positivo do IPC sobre o Gini, desde que a existência de *outliers* fosse levada em conta. Esse resultado aparece de forma robusta tanto nos modelos quadráticos como naqueles em que existem *dummies* que permitem que o efeito marginal seja diferente para intervalos distintos. Os outliers que camuflavam a relação positiva entre inflação e desigualdade de renda são aquelas observações com o IPC acima de 1000% ao ano, que compõem pouco mais de 1% da amostra.

Esse efeito positivo encontrado, todavia, é menor do que os estimados por trabalhos anteriores, que se baseavam em dados de uma *cross section*. Enquanto Romer e Romer (1998) afirmam que um aumento de 10 pontos percentuais da inflação elevaria o Gini em 3,4 pontos percentuais, o modelo quadrático do presente estudo estima que o maior impacto da inflação sobre o Gini ocorreria quando o IPC passasse de zero para cerca de 1900% ao ano, com o indicador de desigualdade subindo cerca de cinco pontos percentuais. Com mudanças mais modestas na inflação, seus efeitos sobre a desigualdade de renda são significantes, mas pequenos. Segundo os modelos da tabela 5, com *dummies* de inclinação, se houvesse uma alteração do IPC de zero para 40%, esta elevaria o Gini em 0,17 apenas pontos percentuais.

Esses resultados, em sintonia com a experiência de países como Brasil e Rússia, mostram que inflações altas têm impactos negativos e não desprezíveis sobre a distribuição de renda. Contudo, não é possível alterar completamente um padrão histórico de desigualdade de renda apenas debelando ou criando um episódio de inflação elevada ou hiperinflação, como pode ser interpretado a partir de resultados de estudos anteriores.

## 7 Referências

- ALBANESI, Stefania. *Inflation and inequality*. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 54, n. 4, p. 1088-1114, 2007.
- AL-MARHUBI, Fahin. *A note on the link between income inequality and inflation*. *Economics Letters*. Vol. 55, p. 317-319, 1997.
- AL-MARHUBI, Fahin. *Income inequality and inflation: the cross evidence*. *Contemporary Economics*. Vol. 18, n. 4, p. 428-439, 2000.
- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*. *Review of Economic Studies*. Vol. 58, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, Manuel; BOVER, Olympia. *Another look at the instrumental variable estimation of error-components models*. *Journal of Econometrics*. Vol. 68, p. 29-51, 1995.
- ATKINSON, Anthony B.; BRANDOLINI, Andrea. *Promise and Pitfalls in the Use of "Secondary" Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries as a Case Study*. *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXIX, September, p. 771-799, 2001.
- ATKINSON, Anthony B.; BRANDOLINI, Andrea. *On Data: a case study of the evolution of income across time and across countries*. *Cambridge Journal of Economics*. Vol. 33, n.3, p. 381-404, 2009.
- BALTAGI, Badi. *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th ed. West Sussex: John Wiley & Sons, 2008.
- BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*. *Journal of Econometrics*. Vol. 87, p. 115-143, 1998.
- BULÍŘ, Aleš. *Income inequality: does inflation matters?* *IMF Staff Papers*. Vol. 48, n. 1, p.139-159, 2001.
- CARDOSO, Eliana. *Inflation and Poverty*. *NBER Working Paper Series*. N. 4006, 1992.
- CYSNE, Rubens Penha; MALDONADO, Wilfredo; MONTEIRO, Paulo Klinger. *Inflation and income inequality: a shopping-time approach*. *Journal of Development Economics*. Vol. 78, p. 516-528, 2005.
- DEININGER, Klauss; SQUIRE, Lyn. *A New Data Set Measuring Income Inequality*. *The World Bank Economic Review*. Vol. 10, n. 3, p. 565-591, 1996.

- DESAI, Raj, OLOFSGÅD, Anders; YOUSEF, Tarik. *Inflation and inequality: Does political structure matter?* **Economics Letters**. Vol. 87, n. 1, p. 41-46, 2005.
- DESAI, Raj, OLOFSGÅD, Anders; YOUSEF, Tarik. *Democracy, inequality and inflation*. **Working Paper Series, Georgetown University**, 2002.
- DOLMAS, Jim; HUFFMAN, Gregory; WYNNE, Mark. *Inflation, inequality and central bank independence*. **The Canadian Journal of Economics**. Vol. 33, n. 1, p. 271-287, 2000.
- EASTERLY, William; FISCHER, Stanley. *Inflation and the poor*. **Journal of Money, Credit and Banking**. Vol. 33, n. 2, p. 160-178, 2001.
- EROSA, Andrés; VENTURA, Gustavo. *On inflation as a regressive consumption tax*. **Journal of Monetary Economics**. Vol. 49, n. 4, p. 761-795, 2002.
- FORBES, Kristin J. *A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth*. **American Economic Review**. Vol. 90, n.4, p. 869-887, 2000.
- HESTON, Alan; SUMMERS, Robert; ATEN, Bettina. **Penn World Table Version 6.2**. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices da Universidade da Pennsylvania. 2006.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. **International Financial Statics - January 2009**. Washington, DC, 2009. Disponível em: <<http://www.imfstatistics.org>>. Acesso em: Janeiro de 2009.
- MILANOVIC, Branko, *Determinants of Cross-Country Income Inequality: An 'Augmented' Kuznets' Hypothesis*. **World Bank Policy Research Working Paper**. N. 1246, 1994.
- ROODMAN, David. *How to do xtabond2: An introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata*. **STATA Journal**. Vol. 9, n.1, p. 86-136, 2009.
- ROMER, Christina; ROMER, David. *Monetary policy and the well-being of the poor*. **NBER Working Paper Series**. N. 6793, 1998.
- SABBADINI, Ricardo. **Dois ensaios empíricos em macroeconomia e desigualdade de renda**. São Paulo, 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Pesquisas Econômicas, Universidade de São Paulo.
- SCHAFFER, Mark. *xtivreg2: Stata module to perform extended IV/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression for panel data models*. 2007. Disponível em: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456501.html>.
- WINDMEIJER, Frank. *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*. **Journal of Econometrics**. Vol. 126, p. 25-51, 2005.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, MA: MIT Press, 2001.
- WORLD BANK. **World Development Indicators**. Washington, DC, 2007. CD-ROM.
- WORLD INSTITUTE FOR DEVELOPMENT ECONOMICS RESEARCH – UNITED NATIONS (WIDER-UNU). **World Income Inequality Database**, Versão 2.0c, 2008. Disponível em: [http://www.wider.unu.edu/research/Database/en\\_GB/database/](http://www.wider.unu.edu/research/Database/en_GB/database/). Acesso em: Janeiro de 2009.