UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**DOIS ENSAIOS EMPÍRICOS EM MACROECONOMIA E DESIGUALDADE DE
RENDA**

Ricardo Sabbadini

Orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Júnior

SÃO PAULO

2010

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Denisard Cneio de Oliveira Alves
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

RICARDO SABBADINI

**DOIS ENSAIOS EMPÍRICOS EM MACROECONOMIA E DESIGUALDADE DE
RENDA**

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Júnior

SÃO PAULO

2010

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Sabbadini, Ricardo

Dois ensaios empíricos em macroeconomia e desigualdade de renda
/ Ricardo Sabbadini. -- São Paulo, 2010.
101 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2010.
Orientador: Mauro Rodrigues Júnior.

1. Desigualdade de renda 2. Inflação 3. Desenvolvimento econômico
4. Democracia I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 339.2

À minha família.

Os primeiros a quem agradeço são minha família, que sempre me apoiou incondicionalmente nessa minha jornada acadêmica. Em especial devo lembrar-me dos meus pais, Luis e Elisabete, e da minha irmã, Aline, que sempre foram os primeiros a quem recorri para pedir ajuda não somente durante o período do mestrado, mas por toda minha vida.

Nos momentos difíceis, também pude contar com a compreensão dos meus colegas de pós-graduação, principalmente daqueles que já haviam passado ou passavam juntamente a mim por essas dificuldades. Mas não posso esquecer que também houve muitos momentos bons durante o mestrado (vários deles na sala do café), principalmente no convívio dos colegas mais descontraídos e, às vezes, em decorrência de frases polêmicas ou infelizes de alguns de nós. Por motivos semelhantes, os meus amigos remanescentes da graduação na FEA, os meus “três amigos” de Barra Bonita e os colegas com quem dividi apartamento também foram fundamentais.

Deste grupo especial de pessoas seria mais do que injusto não destacar a participação da minha namorada, Bethânia, a quem coube o fardo de suportar o meu recorrente mau humor e com quem sempre pude discutir econometria a qualquer momento. Sem ela esses anos de mestrado não teriam sido tão agradáveis.

Pela ajuda na minha formação como economista, além de colegas na FEA, FIPE e LCA, devo agradecer também aos professores que mais me apoiaram e estimularam na graduação, Azzoni, Guilhoto, Haddad e Denisard. Para isso, no mestrado também contei com a ajuda dos professores que me deram aula: Botelho, Chiappin, Denisard, Dudu, Kanczuc, Madeira, Mauro, Pedro, Postali e Naércio.

Quanto à confecção da dissertação, agradeço ao meu orientador, Mauro, pela ajuda nos momentos de dúvida, pelas sugestões, pela liberdade que tive para trabalhar e até pelas cobranças necessárias. Os comentários dos professores Carlos Eduardo e Ricardo Madeira, nos seminários de dissertação, e Pedro Duarte e Naércio Menezes, na banca de qualificação, e dos outros professores e colegas que participaram dos *workshops* da pós foram fundamentais para a elaboração deste trabalho. O mesmo vale para os colegas que, em algum momento, leram e comentaram alguma versão deste trabalho. Os que me lembro são: Bethânia, Bruno, Eduardo, Luiz Felipe e Ricardo Leal.

Por fim, agradeço o apoio financeiro do CNPq e da Fapesp.

**“Graficamente é um doce.
Bom papel, boa impressão, boa capa.
Quanto ao conteúdo, bem...
acho que tem tabelas e gráficos demais.
Fiz o possível para dar um certo
frêmito de vida a esse estudo,
mas tive de ceder muito terreno
à estatística e à econometria.”**

Prof. Martim Francisco Terra (Érico Veríssimo)

RESUMO

Essa dissertação é composta por dois ensaios empíricos que relacionam variáveis macroeconômicas e desigualdade de renda. No primeiro ensaio, o objetivo 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 inferior ao obtido por estudos anteriores. Os resultados apontam que um aumento no IPC de zero para 10 pontos percentuais ao ano aumentaria 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*. No segundo ensaio, sugere-se que o impacto de uma democratização sobre o crescimento econômico depende negativamente da desigualdade de renda do país em questão. Isto significa que uma democratização pode estimular o crescimento em países mais equânimes, mas este efeito é menor em sociedades mais desiguais. A fim de avaliar este argumento empiricamente, usa-se um painel de 76 países com dados quinquenais entre 1977 e 2006. Com estes dados, também se estimam modelos estáticos e dinâmicos que sempre controlam a existência de efeitos fixos para países e tempo. Nesses modelos o crescimento do PIB per capita é explicado por uma variável que mede a qualidade das instituições democráticas do país e por sua interação com o índice de Gini, de modo que o efeito marginal da democracia dependa do Gini. Em todos os modelos estimados os coeficientes sempre apresentaram os sinais esperados. O resultado mais robusto é que para países com elevada desigualdade de renda (do quartil superior da nossa amostra, com índice de Gini acima de 45 pontos) a democratização tem um impacto negativo sobre o crescimento econômico.

ABSTRACT

This dissertation consists of two empirical essays relating macroeconomic variables and income inequality. The aim of the first essay is to evaluate how a change in the inflation rate affects the income distribution. In order to do this, a panel of yearly data for about 80 countries between 1987 and 2006 is used. Then static and dynamic models in which income inequality is explained by inflation are estimated, 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 inferior to those obtained by previous studies. Results point that a an increase in the CPI from zero to 10 yearly percentage points would increase the Gini index in at most 0,05 percentage points, on a scale that lies in between zero and 100. Such a difference seems to derive from the use of fixed effects estimators, while previous work was based in cross section data. The second essay suggests that the impact of democratization in economic growth depends negatively on the country's income inequality. This means that democratization might encourage growth in more equal countries, but this effect diminishes in more unequal societies. In order to empirically assess this argument, I use a panel with 76 countries and five-year averages between 1977 and 2006 and estimate static and dynamic models that also control for country and time fixed effects. In these models, per capita GDP is explained by a variable that measures quality of democratic institutions and its interaction with the Gini index, so that democracy's marginal effect depends on the latter. Coefficients have the expected signs in all estimated models. The most robust result is that for highly unequal countries (those that belong to the highest quartile in the sample, with Gini index above 45 percentage points) democratization has a negative impact on economic growth.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	2
1 INTRODUÇÃO	3
2 IMPACTO DA INFLAÇÃO NA DESIGUALDADE DE RENDA.....	5
2.1 Introdução	5
2.2 Revisão da literatura	6
2.3 Dados	11
2.4 Abordagem econométrica	14
2.5 Resultados.....	19
2.5.1 Principais resultados.....	19
2.5.2 Análise de robustez	28
2.6 Conclusão.....	34
3 CRESCIMENTO, DEMOCRACIA E DESIGUALDADE DE RENDA.....	37
3.1 Introdução	37
3.2 Revisão da literatura	39
3.2.1 Como democracia afeta crescimento.....	39
3.2.2 Os estudos empíricos.....	43
3.3 Dados	51
3.4 Abordagem econométrica	55
3.5 Resultados.....	58
3.5.1 Principais resultados.....	58
3.5.2 Análise de robustez	64
3.6 Conclusão.....	67
4 CONCLUSÃO	69
REFERÊNCIAS	71
APÊNDICES	79

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas detalhadas do índice de Gini e da inflação.....	14
Tabela 2 - Estatísticas descritivas das outras variáveis utilizadas.....	14
Tabela 3 - Modelos lineares no IPC ou no imposto inflacionário considerando-os exógenos.	20
Tabela 4 - Modelos quadráticos no IPC considerando-o exógeno.....	23
Tabela 5 - Modelos com dummies de inclinação e quebras em 40%, 100% e 1000% sob exogeneidade da inflação.	28
Tabela 6 - Modelos quadráticos no IPC considerando-o endógeno.....	30
Tabela 7 - Modelos com dummies de inclinação e quebras em 40%, 100% e 1000% sob endogeneidade da inflação.	33
Tabela 8 - Estatísticas descritivas detalhadas de desigualdade de renda e democracia.	54
Tabela 9 - Estatísticas descritivas das demais variáveis.	55
Tabela 10 - Estimativas por efeito fixo e <i>System GMM</i> considerando as variáveis explicativas exógenas.	60
Tabela 11 - Estimativas por <i>System GMM</i> considerando as variáveis explicativas predeterminadas ou endógenas.....	66

1 INTRODUÇÃO

Essa dissertação de mestrado é composta por dois ensaios empíricos que analisam relações entre desigualdade de renda e variáveis macroeconômicas. O primeiro ensaio foca no efeito da taxa de inflação sobre a distribuição de renda na economia. Trata-se de uma tentativa de medir, através de métodos econométricos, com maior precisão que os estudos anteriores, qual é o efeito do crescimento do nível geral de preços sobre a distribuição de renda de uma economia. O ensaio seguinte se une a uma extensa literatura que busca averiguar se existe um efeito de mudanças nas instituições democráticas sobre o crescimento econômico das nações. A proposta é analisar se democratizações podem ter resultados distintos sobre o crescimento do PIB per capita caso ocorram em países com diferentes níveis de desigualdade de renda.

Note que nos ensaios a desigualdade de renda muda de papel dentro da estrutura das avaliações econométricas. No primeiro ela é a variável endógena, sobre a qual buscamos avaliar o efeito da inflação. Já no segundo artigo, ela, conjuntamente com democracia, é uma variável explicativa do crescimento econômico.

Apesar desta diferença, os ensaios estão ligados por outros dois aspectos, além da temática central de macroeconomia e desigualdade de renda. O primeiro destes aspectos é a estrutura da base de dados. Nos dois ensaios a análise econométrica é feita a partir de dados em painel para cerca de 80 países em um período que vai da década de 80 do século XX ao início do século XXI. Além da estrutura, existem variáveis que aparecem nos dois estudos, podendo ter papel principal em um deles e ser um controle adicional no outro. A principal variável nessa situação é a desigualdade de renda medida pelo Índice de Gini, cujas peculiaridades referentes à sua origem e uso apropriado são extensamente discutidas no conteúdo metodológico dos ensaios.

Vale ressaltar que ambos os ensaios são empíricos e é na técnica econométrica que reside a segunda característica comum aos estudos presentes nesta dissertação. Os métodos utilizados buscam principalmente controlar a presença de um termo aditivo de heterogeneidade individual não-observada para cada país. Nos temas estudados nesta dissertação, cujas unidades de observação são países, a maneira mais comum de interpretar esta heterogeneidade

é considerar que ela contém tanto aspectos institucionais (formais ou informais) que não se alteraram no período estudado ou características geográficas das nações que afetam sua desigualdade de renda, no primeiro ensaio, ou sua taxa de crescimento, no segundo. Além do amplamente difundido estimador de efeitos fixos, os estudos usam também estimadores para modelos de painel dinâmico baseados no método dos momentos generalizado, GMM (*Generalized Method of Moments*). Enquanto no primeiro estudo se utiliza o *Difference GMM* de Arellano e Bond (1991), no segundo opta-se pelo *System GMM* de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Estes métodos permitem a estimação consistente de modelos dinâmicos, isto é, em que a própria variável dependente aparece defasada como explicativa. Modelos deste tipo são amplamente usados na literatura empírica de economia do crescimento e em menor escala em estudo que tem como variável dependente a desigualdade de renda.

Dadas estas intersecções entre os ensaios, escolheu-se uni-los em uma única dissertação. O presente trabalho está dividido em quatro partes, incluindo esta introdução. Em seguida apresenta-se o ensaio sobre o impacto da inflação no índice de Gini, a nossa medida de desigualdade de renda. Este primeiro ensaio é composto de seis partes. Na terceira seção está o ensaio sobre o crescimento, democracia e desigualdade de renda, que também possui seis partes. Encerra-se com uma conclusão geral sobre os resultados dos ensaios.

2 IMPACTO DA INFLAÇÃO NA DESIGUALDADE DE RENDA

2.1 Introdução

Assim como trabalhos anteriores (ROMER e ROMER, 1998; EASTERLY e FISCHER, 2001; e BULÍŘ, 2001), este ensaio tenta avaliar empiricamente se a taxa de inflação impacta a distribuição de renda de um país. O argumento básico desta literatura é que a inflação traz mais malefícios aos pobres, que têm mais dificuldades em se defender do imposto inflacionário que os ricos, pois lhes falta acesso a ativos financeiros. Em episódios de inflação alta, ativos indexados podem impedir que um agente perca recursos com a escalada dos preços. Trabalhos teóricos a partir de modelos de equilíbrio geral dinâmico (EROSA e VENTURA, 2002; CYSNE, MALDONADO e MONTEIRO, 2005; ALBANESI, 2007) formalizam este argumento. Outros canais também podem existir, 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 vies, tanto pela omissão de variáveis como por uma possível determinação simultânea. Por exemplo, suponha que países que herdaram de seus colonizadores instituições 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 gananciosos que podem se financiar, mais que a média das nações, 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 melhores dados 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 sugeriam 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 que cada país possua um termo aditivo de heterogeneidade não-observada no modelo que explica o índice de Gini, o que mitiga o problema de viés em virtude de variáveis não observadas.

O restante do capítulo 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.

2.2 Revisão da literatura

No campo teórico, existem 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*). Dessa forma, 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.

Na parte 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 regride 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.) ou 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 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 gananciosos que podem se financiar, mais que a média das nações, 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 e 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 e esta seria financiada com a inflação.¹ Nesses modelos, a inflação seria causada pela pressão por distribuição, que é maior em sociedades mais desiguais, e não o oposto.² Porém, como mostrado por Desai, Olofsgard e Yousef (2005), quando se usam 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.

¹ O modelo teórico mais recente nesta linha é o de Albanesi (2007).

² 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.

2.3 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.³ 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 ocorre devido ao 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

³ 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).

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).⁴

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) compara para o mesmo país índices de Gini obtidos por métodos diferentes.⁵ Eles tentam solucionar esse problema com o uso de “efeitos fixos” por tipo de metodologia, isto é, somando 6,6 pontos percentuais aos Ginis 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 Ginis 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, países com um sistema tributário mais progressivo podem apresentar 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.⁶ 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 nas *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário

⁴ 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.

⁵ Veja a crítica de Atkinson e Brandolini (2009) sobre o uso destes dados no trabalho de Forbes (2000).

⁶ Ver nota de rodapé anterior.

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

Dos *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.

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

2.4 Abordagem econométrica

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.

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

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, $(\text{IPC}_{it})/(1 + \text{IPC}_{it})$, como em Easterly e Fischer (2001), que é uma transformação do IPC situada no intervalo de zero a um⁷. 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.

No último grupo, *dummies* de intervalos do IPC são interadas com o próprio IPC.⁸ 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 apresentado no texto, que mostrou os melhores resultados, 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 Bulir (2001)), pois este é um valor a partir do qual a taxa de inflação é considerada alta. As outras quebras foram colocadas em

⁷ 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 π 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*).

⁸ Modelos com *dummies* de nível, como em Bulir (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 estão nas tabelas 1 e 2 do apêndice 1 para os modelos com quebras em 40%, 100% e 1000% e nos quantis, respectivamente.

valores que podem ser interpretados como pontos focais, 100% e 1000% ao ano. No apêndice 1 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 (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.

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).⁹ 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, 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 heteroscedasticidades sejam levadas em conta) num modelo de painel de efeitos fixos com variáveis instrumentais.¹⁰ 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.¹¹ 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

⁹ 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 (2005).

¹⁰ Ver Wooldridge (2001) seção 11.1.3. A implementação no software STATA é feita através do comando `xtivreg2`, para isso veja Schaffer (2007).

¹¹ Nos modelos não-lineares, as transformações equivalentes às realizadas na inflação são aplicadas às taxas de crescimento dos agregados monetários.

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.¹²

Para os dois estimadores de painel dinâmico utilizados, os erros-padrão apresentados são os sugeridos por Windmeijer (2005).¹³ Trata-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.¹⁴

¹² Novamente, restringe-se o número de defasagens que podem ser utilizadas como instrumentos.

¹³ 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).

¹⁴ As estimativas foram obtidas utilizando o comando `xtabond2` de Roodman (2009).

2.5 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.

2.5.1 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 Bulíř (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 viés 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 ²		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 _{t-1}			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. Esse 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 em *steady state* 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 1, 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. Esse resultado, apesar de não poder ser estatisticamente distinguido do zero, tem magnitude semelhante ao da tabela 3. 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 testados. 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 relação positiva entre inflação e desigualdade de renda. Porém, ela é encoberta pela não linearidade do efeito, em concordância com os resultados de Bulir (2001), e pelo peso dado aos *outliers*.

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 ²	-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 ²		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 _{t-1}			0.105 (0.207)
Teste de significância conjunta de IPC e IPC ² (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 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.

A figura 2, abaixo, apresenta o efeito estimado da alteração do IPC em um ponto percentual sobre o índice de Gini e seu intervalo de confiança a 95%. Esse efeito é positivo e 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.

Segunda 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 Bulíř (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.¹⁵ 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, onde 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

¹⁵ Para modelos com apenas uma (1000%) ou duas quebras (100% e 1000%), veja as tabelas 3 e 4 do apêndice 1. 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.

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, 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 significante, elas sempre corroboram (ou ao menos não contrariam) os achados de efeitos fixos, quanto à magnitude dos coeficientes.

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 ²		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 _{t-1}			0.00909 (0.238)
IPC+D[40<IPC<100]*(IPC-40)	1.851	3.102	2.359
(valor p)	0.25	0.04	0.71
IPC+D[100<IPC<1000]*(IPC-100)	-0.417	-0.090	-0.415
(valor p)	0.28	0.78	0.68
IPC+D[IPC>1000]*(IPC-1000)	-0.286	-0.241	-0.190
(valor p)	0.00	0.00	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

2.5.2 Análise de robustez

Agora são apresentados os modelos em que a inflação é considerada, mesmo após o controle dos efeitos fixos, endógena. 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.

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 ²	-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 ²		-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 _{t-1}			0.246 (0.191)
Teste de significância conjunta de IPC e IPC ² (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

Figura 3 – Efeito marginal do IPC sobre o Gini segundo modelo 2 da tabela 6.

Na última tabela deste ensaio 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 1005) são estatisticamente significantes a 1% e 3% 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 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 ²		-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 _{t-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

2.6 Conclusão

Este ensaio 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 testados 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.

3 CRESCIMENTO, DEMOCRACIA E DESIGUALDADE DE RENDA

3.1 Introdução

Entre os economistas acadêmicos é bastante difundida a visão de que aspectos institucionais são fundamentais para um bom desempenho econômico no longo prazo. A importância desta abordagem pode ser evidenciada tanto pela entrega do “Prêmio de Ciências Econômicas em Memória a Alfred Nobel” a Douglas C. North em 1993, como pelo espaço conquistado por essa abordagem na área de pesquisa de crescimento e desenvolvimento econômico.¹⁶

Diversos estudos empíricos em macroeconomia do crescimento, com destaque para Acemoglu *et al* (2001), corroboram a tese de que melhores instituições (segurança dos direitos de propriedade neste estudo especificamente) afetam positivamente o nível do PIB per capita atingido por uma economia no longo prazo, sendo considerada uma causa fundamental do crescimento econômico (ACEMOGLU, 2008b). Entretanto, como destacado por Pande e Udry (2006), esses estudos, apesar de mostrarem que existe um efeito causal de interesse, não avançam na compreensão de quais instituições afetam o desempenho da economia e como o fazem. Essa é uma preocupação que vem moldando a pesquisa de economistas do crescimento, economistas políticos, historiadores econômicos e microeconomistas do desenvolvimento.

Sob esta inspiração, o presente ensaio é uma análise empírica sobre os impactos de uma instituição política específica, democracia, sobre o crescimento econômico das nações. Apesar de investigado há décadas (a resenha de Przeworski e Limongi (1993) reporta estudos realizados desde 1966), as evidências sobre este assunto são bem menos claras do que as sobre instituições econômicas e seus efeitos. Vários trabalhos encontraram resultados distintos, com democratizações aumentando ou diminuindo o crescimento econômico dos países. Trabalhos empíricos mais recentes (GIAVAZZI; TABELLINI, 2005; PERSSON, 2005; RODRIK; WARCZIAG, 2005; DECKER; LIM, 2007; PAPAIOANNOU;

¹⁶ Tal prêmio foi dividido com Robert W. Fogel. Outros laureados cujas pesquisas estão relacionadas a Economia Institucional são James M. Buchanan Jr. (1986), Ronald H. Coase (1991) e Elinor Olstrom e Oliver E. Williamson (2009).

SIOUROUTIS, 2008; PERSSON; TABELLINI, 2008; PERSSON; TABELLINI, 2009), contudo, renovaram o interesse na área ao explorar tanto novas bases de dados como métodos econométricos mais recentes.

Como a maioria dos trabalhos empíricos sobre o tema, este é um estudo econométrico que se baseia na análise de um painel de países para a segunda metade do século XX. Seu objetivo é estimar o impacto de uma mudança na qualidade das instituições democráticas de um país sobre seu crescimento subsequente. O que o diferencia dos demais estudos é permitir que o impacto de alterações no nível democrático sobre o crescimento econômico dependa da distribuição de renda da economia. Espera-se que os efeitos de uma democratização sejam melhores em uma sociedade mais equânime, de acordo com o canal exposto neste estudo de porque existe esta heterogeneidade. Obviamente, outros canais podem existir, porém enfatizamos um em particular, que é consistente com os resultados encontrados. Sucintamente, a argumentação pela qual interpretamos este fato é a seguinte. A democracia funciona como uma restrição ao poder discricionário do governo, diminuindo a possibilidade que este viole os direitos de propriedade em seu próprio favor, o que estimula o crescimento da economia via incentivos ao investimento. Porém, a democracia, ao permitir que maiores demandas por redistribuição sejam feitas, pode diminuir os retornos do investimento em virtude dos aumentos na taxação. Assim, enquanto a primeira parte do argumento afirma que democracia tem um impacto positivo sobre o crescimento da economia, a segunda diz o oposto. Note, porém, que os efeitos negativos da democracia só devem ocorrer caso a sociedade seja desigual, quando efetivamente surgem as pressões por distribuição de renda. Logo, segundo este raciocínio, a democracia deve ter efeitos positivos sobre o crescimento em sociedades equânicas, mas este impacto diminui, podendo até ser negativo, conforme analisemos sociedades mais desiguais.

Para avaliar empiricamente esta questão, usa-se um painel de 76 países com dados quinquenais entre 1977 e 2006. Com estes dados, estimam-se modelos estáticos e dinâmicos que sempre controlam a existência de efeitos fixos para países e tempo. Nesses modelos o crescimento do PIB per capita é explicado por uma variável que mede a qualidade das instituições democráticas do país e por sua interação com o índice de Gini, de modo que o efeito marginal da democracia dependa do Gini. Quanto aos dados de desigualdade de renda, seguem-se as recomendações de Atkinson e Brandolini (2001), em virtude dos potenciais problemas existentes.

Os resultados são consistentes com o canal proposto de como democracia afeta crescimento. Para sociedades com valores baixos do índice de Gini, uma melhora nos indicadores democráticos tem efeitos positivos, apesar de não serem estatisticamente significantes, sobre o crescimento do PIB per capita. Entretanto, quanto pior a distribuição de renda, menor o impacto da mudança democrática, que inclusive se torna negativo e significativo para sociedades mais desiguais. Esse resultado é encontrado em todas as especificações testadas, independentemente do método de estimação, da inclusão de variáveis de controles adicionais e de qual indicador de democracia é utilizado.

Este ensaio divide-se em seis seções, incluindo esta breve introdução. Na próxima parte é apresentada a revisão da literatura relevante para a compreensão do problema. Em seguida os dados são apresentados. Na quarta seção, a análise econométrica é explicada. Na sequência os resultados são exibidos e interpretados. Encerra-se com as conclusões.

3.2 Revisão da literatura

Essa seção está dividida em duas partes. Na primeira são discutidos possíveis canais através dos quais um aumento nas liberdades democráticas pode afetar o crescimento econômico. A partir deles é feita a argumentação de porque o impacto da democracia sobre o crescimento da economia deve depender da desigualdade de renda. Na segunda parte da seção, expõe-se a literatura, composta essencialmente de trabalhos empíricos, sobre o tema.

3.2.1 Como democracia afeta crescimento

Segundo Drazen (2000), a maior parte da literatura sobre os efeitos da democracia no crescimento do PIB per capita se baseia em uma linha de pesquisa conceitual, em que argumentos lógicos são elaborados, mas sem a formalização de modelos. Nessa linha, a resenha seminal de Przeworski e Limongi (1993) sobre o assunto traz quatro argumentos deste tipo.

Os dois primeiros a serem analisados são *Dictatorships insulate the state from particularistic pressures* e *Autonomous rulers are predatory*, que prevêem efeitos negativos e positivos,

respectivamente, de uma democratização sobre o crescimento. Essencialmente, o primeiro argumento afirma que em um ambiente democrático, o governo sofre pressão, através de *lobbies*, por exemplo, de diversos grupos de interesse específico. Dessa forma, o governo, ou governante, é visto como um agente benevolente que pretende cumprir seu papel na sociedade a fim de que esta possa funcionar de maneira eficiente. Por isso seria importante isolá-lo das pressões de grupos de interesse que visam maximizar seu próprio bem-estar e não o da sociedade. O segundo argumento parte exatamente do pressuposto oposto, de que os governantes desejam maximizar seu próprio bem-estar, e não o da sociedade, e usam de seus poderes políticos para isso.

Os próximos argumentos, todavia, são os de maior interesse para este trabalho, pois vem deles a hipótese a ser testada nos modelos econométricos das próximas seções. O primeiro é *Democracy and property rights*, que, segundo Przeworski e Limongi (1993), mostra um efeito ambíguo de democracia sobre crescimento. Segundo North (1990), a segurança dos direitos de propriedade é um aspecto institucional fundamental para que uma economia cresça. Essa idéia tornou-se bastante difundida entre os estudiosos do crescimento econômico, como pode ser notado pelo capítulo exclusivo sobre instituições e crescimento econômico no longo prazo no *Handbook of Economic Growth* (AGHION; DURLAUF, 2005) e capítulos específicos nos mais recentes manuais sobre crescimento econômico (ACEMOGLU, 2008 e AGHION; HOWITT, 2009), além de vários artigos sobre este tema publicados nos principais periódicos do mundo. Dessa forma, Przeworski e Limongi (1993) discutem a relação entre democracia e direitos de propriedade. Inicialmente é apresentada a idéia de North e Weingast (1989), de que o governante que não sofre restrições ao seu poder pode, a qualquer momento, violar os direitos de propriedade a seu favor em detrimento do restante da economia. Logo, instituições que criassem essa restrição seriam benéficas ao crescimento. Baseando-se na moderna teoria formal da economia política (veja PERSSON e TABELLINI, 2002), as instituições democráticas, ao fornecerem um mecanismo de *checks and balances*, podem ser uma opção. Dessa forma, deveríamos esperar um impacto positivo de uma melhora nas instituições democráticas sobre o crescimento.

Przeworski e Limongi (1993), no entanto, notam que uma democratização também pode ter um efeito negativo sobre os direitos de propriedade. Esse efeito seria via o aumento da tributação e da distribuição de renda. Com a democratização, os mais pobres ganhariam mais poder político e exigiriam uma quantia maior de políticas distributivas financiadas via

imposto, o que diminui o retorno dos investimentos.¹⁷ Dessa forma, ocorreria uma diminuição dos direitos de propriedade efetivos nessa economia. Por isso, esperar-se-ia um efeito negativo de uma democratização sobre o crescimento econômico. Com esses dois pontos opostos, os autores consideram, através do argumento de *Democracy and property rights*, que democracia possui efeitos ambíguos sobre o crescimento econômico.

O último argumento presente na resenha de Przeworski e Limongi (1993) é *Democracy undermines investment*, basicamente é o mesmo da segunda parte do argumento anterior. Com a democratização, os autores sugerem que ocorre uma explosão da demanda por consumo imediato à custa do investimento. Basicamente, com a democratização, a pressão por distribuição de renda aumenta em virtude do ganho de poder políticos dos mais pobres. Tal alteração pode ser vista como uma alteração na prática dos direitos de propriedade, como explicitado no parágrafo anterior.

Para reforçar a importância destes dois últimos argumentos ante os dois primeiros, dois pontos são ressaltados. O primeiro ponto é que os dois argumentos iniciais afirmam basicamente que se o governo é benevolente, deve-se isolá-lo de pressões por parte de *rent-seekers* e que se ele próprio é um *rent-seeker*, ele deve ser limitado por instituições democráticas. Ou seja, estes dois argumentos basicamente discordam entre si sobre se o governo é um *rent-seeker* maior ou menor do que os outros da sociedade, mas não apresentam causas disso.

O ponto seguinte é que justamente os dois últimos argumentos são aqueles que aparecem na nova literatura formal sobre o surgimento e a consolidação de democracias (ACEMOGLU; ROBINSON, 2000, 2001, 2006). Nesses modelos, baseados em teoria dos jogos, a democratização é vista como um mecanismo de comprometimento das elites com políticas distributivas não somente no presente como no futuro. Ademais, a decisão política em um ambiente democrático ocorre via o teorema do eleitor mediano, que mostra maiores níveis de distribuição de renda e taxaço. Isto é, nesses modelos que buscam explicar o surgimento da democracia, e não seu efeito sobre crescimento, a própria democracia é vista como um meio de comprometimento com políticas futuras (de maneira semelhante a North e Weingast, é

¹⁷ Para uma formalização desse modelo de decisão política, veja Persson e Tabellini (2002). Já para aplicações dele sobre crescimento econômico, veja Persson e Tabellini (1994), Alesina e Rodrik (1994) ou uma resenha de vários modelos nos capítulo onze de Drazen (2000).

uma maneira do governo não mudar as regras do jogo a qualquer momento) e um processo decisório em que maiores níveis de desigualdade geram mais redistribuição. Justamente estes pontos são os levantados nos argumentos *Democracy and property rights* e *Democracy undermines investment*.

Justamente a união destes dois últimos argumentos, relacionado democracia a direitos de propriedade e crescimento, inspira o exercício econométrico a ser realizado neste ensaio. A partir da interpretação desses canais propõem-se o seguinte resultado. Em uma sociedade equânime, uma democratização melhoraria a segurança dos direitos de propriedade (pois restringiria as ações dos governantes, dificultando violações a esses direitos, enquanto não haveria pressões por redistribuição em virtude da baixa desigualdade de renda, não inibindo o investimento) e, conseqüentemente, o crescimento da economia. Entretanto, à medida que se observam sociedades com níveis mais elevados de desigualdade de renda, o impacto de uma democratização pode ser ambíguo. Espera-se que os ganhos quanto à segurança dos direitos de propriedade em virtude das restrições ao governo continuem, mas agora as perdas (em termo de desempenho econômico) em virtude da redistribuição devem ser maiores.

Assim, deve haver uma relação positiva entre democracia e crescimento do PIB per capita quando desigualdade de renda é baixa, mas esta relação deve se tornar menor, podendo ficar negativa, conforme a desigualdade de renda aumenta. Por isso, este estudo empírico estima uma equação do crescimento que tem como variáveis explicativas um índice que mede as instituições democráticas do país e sua interação com o índice de Gini. Para obtermos resultados consistentes com o modelo aqui proposto, os coeficientes associado ao indicador de democracia e à interação devem ser, respectivamente, positivo e negativo. Dessa forma, o efeito marginal de melhoras na democracia seria positivo para valores baixos do Gini (sociedades mais equânimes) e diminuiria conforme a desigualdade de renda aumenta. Mais detalhes sobre os dados e a metodologia econométrica são dados nas próximas seções.

3.2.2 Os estudos empíricos

Antes de explicitar os dados e a abordagem econométrica deste estudo, é importante ver quais resultados já foram obtidos por outras investigações empíricas sobre o efeito de democratizações no crescimento econômico.¹⁸

A resenha de Przeworski e Limongi (1993) traz uma síntese dos resultados empíricos existente até aquela época. Nitidamente, nenhum padrão claro aparece. Dos 21 resultados oriundos dos 18 estudos analisados, oito encontraram um impacto positivo de democracia sobre o crescimento, oito encontraram um efeito negativo e cinco não encontraram diferenças significativas entre os regimes. Vejamos, então, os estudos realizados após esta resenha.

Barro (1996) usa um painel de aproximadamente 85 países com dados decenais entre 1960 e 1990 para investigar o impacto de democracia sobre crescimento. Apesar da possibilidade, o autor não utiliza estimadores de efeitos fixos, mas sim técnicas de estimação de sistemas de equações. Os resultados indicam um efeito não-linear, quadrático em U invertido, da democracia sobre o crescimento. Isto é, até um determinado nível, acréscimos na variável representando a democracia estão correlacionados, controlados os efeitos de outras variáveis, a níveis maiores de crescimento. Passado tal nível, porém, a democracia afetaria negativamente o crescimento. O nível “ótimo” seria de 0,5 no indicador restrito ao intervalo de zero a um usado pelo autor. Tal nível é aproximadamente o de México e Malásia em 1994. A discussão que segue enfatiza que sob baixíssimos níveis de democracia, o aumento dos direitos políticos tende a ter efeitos positivos sobre crescimento ao afetar positivamente investimentos, pois isto limita a capacidade de expropriação de ditadores. Entretanto, passado certo nível, a democracia pode levar a um “excesso” de políticas distributivas que acabam por diminuir o crescimento econômico subsequente. O autor, porém, ressalta, baseado na análise dos resíduos do modelo ajustado, que a relação estimada entre democracia e crescimento está longe de ser perfeita, havendo apenas a sugestão de tal relação não-linear. Dessa forma, o próprio autor interpreta a evidência com cautela.¹⁹ Essa não-linearidade também é encontrada

¹⁸ Outros trabalhos que estudam diferenças econômicas entre países democráticos e autocráticos são Rodrik (1999), sobre níveis salariais, Mulligan *et al* (2004), sobre diversas políticas públicas, e Brender e Drazen (2007) sobre diferenças na política fiscal entre democracias novas e estabilizadas.

¹⁹ Plumper e Martin (2003), além de desenvolvem um modelo que gera esses resultados, fazem testes empíricos nessa mesma direção e corroboram os achados de Barro (1996).

no estudo de Comeau Jr (2003) em uma *cross section* de países mesmo quando outras variáveis políticas são inseridas no modelo econométrico.

Apesar de inspirado pela literatura acerca dos efeitos da desigualdade de renda sobre crescimento econômico, alguns dos resultados empíricos de Perotti (1996) nos interessam. Nesse estudo, Perotti tenta, através da análise econométrica de uma *cross section* de países, inferir quais são os principais canais ligando desigualdade de renda ao crescimento do PIB per capita, dada a existência de vários modelos teóricos com previsões distintas.²⁰ Para a averiguação de um desses canais (o de economia política de Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994)) através de uma forma reduzida, Perotti regride o crescimento econômico contra uma medida de igualdade de renda (porcentagem da renda total da economia pertencente ao terceiro quintil) e sua interação com um indicador de democracia. Esse exercício é basicamente o mesmo que o realizado neste ensaio. Os resultados, apesar de não serem robustos, indicam que maior igualdade de renda leva a mais crescimento econômico e que este efeito é mais forte em democracias.²¹ Perotti, porém, admite que, em virtude da alta concentração de democracias em países ricos, é impossível distinguir se o efeito desta interação decorre mesmo da democracia ou apenas de renda mais elevada. Além das próprias dificuldades levantadas por Perotti, outros dois problemas existem em seu trabalho. O primeiro é a possível existência de viés de variável omitida, que se busca reduzir neste estudo principalmente com o uso de dados em painel e técnicas de estimação mais cuidadosas. O segundo é a qualidade dos dados de desigualdade de renda. Perotti usa dados anteriores aos de Deininger e Squire (1996), que representaram um grande avanço de qualidade na época. Mesmo assim, os dados de Deininger e Squire ainda possuem problemas, como explicitado por Atkinson e Brandolini (2001, 2009), e devem ser utilizados com cuidado. Esta dificuldade também é enfrentada no presente ensaio como será mostrado nas próximas seções.

Minier (1998) investiga o efeito de democratizações sobre o crescimento com técnicas distintas. Primeiramente a autora regride o crescimento econômico contra *dummies* de aumentos e diminuições no nível de democracia. Enquanto aumentos na democracia não

²⁰ Sobre essa vasta literatura, tanto teórica como empírica, além da resenha presente no livro de Drazen (2000), veja Deininger e Squire (1998), Barro (2000), Forbes (2000), Bourguignon e Verdier (2000), Banerjee e Duflo (2003), Glaeser *et al* (2003), Lundberg e Squire (2003), Easterly (2007), Bjørnskov (2008) e Oliveira (2009).

²¹ Tanto Alesina e Rodrik (1994) como Persson e Tabellini (1994) já haviam feito este teste e chegado a conclusões opostas. A Falta de robustez deste resultado também é levantada por Weede (1997).

afetam o crescimento significativamente, diminuições têm um impacto negativo. Em seguida, é feita uma comparação das médias das taxas de crescimento entre países que sofreram alterações no nível democrático e um grupo de controle com características similares de renda e democracia iniciais.²² Nessa nova análise, além do efeito negativo de diminuições dos direitos políticos democráticos, são encontrados efeitos positivos de democratizações. Por fim, em uma investigação relacionada, mas distinta, a autora faz uma análise de árvore de regressão que sugere que democracia, assim como renda e analfabetismo, contribui para a identificação de regimes de países com as mesmas funções de produção agregadas.²³

Utilizando uma medida de democracia, diferente da maioria dos estudos (as mais comumente usadas são o índice de direitos políticos da instituição *Freedom House* e o índice *polity2* do projeto *Polity IV*), que se baseia no número efetivo de partidos, Durham (1999) encontra que aumentos no poder discricionário do governo (que podem ser interpretados como pioras na democracia) são maléficos para o crescimento, em países desenvolvidos, e para o investimento, em países pobres. Não são encontrados efeitos sobre o investimento quando se usa a amostra de países desenvolvidos ou sobre o crescimento quando são utilizados os dados de países em desenvolvimento. Na amostra de todos os países, nenhuma relação robusta é encontrada.

Simplemente comparando a média do crescimento do PIB antes e depois de episódios de democratizações, Shen (2002) encontra um efeito positivo de democracia sobre a taxa de crescimento e sua volatilidade. Entretanto, a análise é feita somente para países que se democratizaram (aproximadamente 40) e pode sofrer severamente de endogeneidade, pois como admitido pelo autor, de acordo com os fatos estilizados, episódios de democratização são antecidos por baixo crescimento. Efeitos positivos, mas não robustos, pois dependem da amostra e do indicador de democracia utilizado, também são encontrados por Butkiewicz e Yanikkaya (2006), que analisam um *pool* de países, mas não controlam a existência de efeitos fixos no termo de erro.

Tavares e Wacziarg (2001) estimam um modelo de equações simultâneas em que democracia pode afetar o crescimento indiretamente através de diversas variáveis econômicas. As

²² Trata-se de uma análise de *matching* sem o uso do *propensity score*, mas sim da construção de uma vizinhança baseada nos dados de renda e democracia inicial para a construção do grupo de controle. Para uma breve introdução a estas técnicas veja Angrist e Pischke (2008) ou Cameron e Trivedi (2005).

²³ O estudo mais recente e exclusivo para a América Latina de Albornoz e Dutta (2007) corrobora esse achado.

estimativas são baseadas em um *pool* de 65 países. Eles encontram que democracia estimula o crescimento via acumulação de capital humano e queda na desigualdade de renda, e o diminui via redução da acumulação de capital físico e aumento dos gastos do governo como fração do PIB.²⁴ No geral, quando todos os canais são levados em conta, o efeito de democracia é moderadamente negativo. Esses resultados, porém, não são obtidos quando se controla por um efeito fixo para cada país da amostra, pois perdem sua significância estatística. O efeito via desigualdade de renda, inclusive, muda de sinal.

Os próximos artigos a serem comentados possuem uma característica em comum, que é o uso da estrutura de dados em painel com a presença de efeito fixo para averiguar o impacto de democracia sobre o crescimento econômico. Com isso, os coeficientes se baseiam na variação que ocorre dentro dos países e não entre eles. Isso é fundamental para eliminar o viés de variáveis omitidas que são constantes no tempo, pois não se comparam diretamente países que podem possuir características específicas distintas, isto é, controlam-se os efeitos fixos de cada país.

Rodrik e Wacziarg (2005) usam dados de mais de 150 países com frequência anual para a segunda metade do século XX e controlam a existência de efeitos fixos nos países e a cada ano. Eles diferem de outros estudos por não usarem um indicador de democracia, mas sim um conjunto de *dummies* para vários tipos de regimes políticos (nova democracia, democracia estabelecida, nova autocracia, autocracia estabelecida,) e uma *dummy* para falha de estado e outra para uma pequena mudança de regime.²⁵ Quando se analisa apenas a *dummy* de transição para democracia, tendo como grupo de controle todos os outros países, o efeito deste regime sobre o crescimento é positivo e não significativo. Quando todas as variáveis binárias de regime político são incluídas o coeficiente de democracia recente é positivo e significativo a cinco por cento. O efeito quantitativo é que esses países crescem 0,87 pontos percentuais a mais que aqueles que não passam por mudança de regime. O efeito de uma democracia estabelecida é negativo e insignificante, com magnitude de -0,14 pontos percentuais. Quando são utilizadas amostras somente de países de baixa renda ou etnicamente diversificados, os resultados são ainda mais fortes e continuam significantes.

²⁴ Os autores usam os dados de desigualdade de Deininger e Squire (1996).

²⁵ Essas *dummies* são oriundas do projeto *Polity IV*. Para mais detalhes sobre este projeto veja a seção de dados.

Os resultados de Papaioannou e Siourounis (2008) apontam na mesma direção dos de Rodrik e Wacziarg (2005). Com um indicador binário de episódios de democratização, os autores utilizam técnicas de painel estático e dinâmico para realizar a estimação com dados anuais para cerca de 65 países. Também estimam modelos com e sem outras variáveis de controle. Os autores encontram que o crescimento anual do PIB per capita aumenta entre 0,5 e um ponto percentual, dependendo da especificação do modelo, após a democratização. O artigo mostra que nos primeiros dois anos de regime democrático existe um pequeno, mas insignificante, efeito negativo sobre o crescimento. Os efeitos positivos passam a ser sentidos a partir do terceiro ano. Ademais, os autores mostram que este efeito positivo é maior em países que passaram por uma democratização completa do que por uma parcial, que também tem efeitos positivos, mas menores e que não são significantes.

Também utilizando dados anuais em painel, mas com um indicador contínuo de democracia e não uma variável binária, e técnicas para estimação dinâmica, Decker e Lim (2007) não encontram um efeito robusto de democracia sobre o crescimento. Além de insignificante na maioria dos casos, o sinal do coeficiente muda de acordo com as condições de ortogonalidade utilizadas na estimação do painel dinâmico por GMM. Apesar de mais cuidadosos com a existência de uma heterogeneidade individual não observada, os resultados se assemelham aos de Butkiewicz e Yanikkaya (2006).

Giavazzi e Tabellini (2005) também utilizam um painel com dados anuais de aproximadamente 140 países entre 1960 e 2000 aplicando estimadores de diferença em diferença para avaliar o impacto econômico de liberalizações políticas (democratizações) e econômicas (reformas pró-mercado). Eles estudam o impacto sobre crescimento e políticas macroeconômicas. O principal resultado é que a sequência das reformas importa. No geral, reformas democráticas possuem um coeficiente positivo não-significante da magnitude de meio ponto percentual. Mas levando a ordem das reformas em consideração, os resultados se alteram. Países que se democratizam, mas não passam por reforma da economia, crescem 0,8 ponto percentual a mais (efeito não significativo). Porém, para os que fazem reformas políticas e econômicas, a ordem importa. Fazer a reforma política antes da econômica traz resultados similares a fazer apenas a mudança política. Já os países que realizam a reforma econômica antes têm um desempenho econômico ainda melhor, que chega a superar a marca de dois pontos percentuais ao ano. Persson e Tabellini (2006) praticamente replicaram esses

resultados. Nesse último artigo, os resultados obtidos mostram um crescimento ainda maior para aqueles que se liberalizam politicamente depois de economicamente.

Persson (2005) analisa, a partir de um painel de aproximadamente 130 países com dados anuais entre 1960 e 2000, como diferentes tipos de reformas democráticas afetam o desempenho econômico de uma nação, medido por seu PIB por trabalhador (nível e não crescimento). As reformas podem ser passagens de regimes não democráticos para democracias presidencialistas ou parlamentaristas. Além disso, há outras duas *dummies* que captam a formas das eleições, se majoritárias ou proporcionais. Na análise de diferença em diferença utilizando dados em painel, os resultados indicam que países que fizeram reformas democráticas parlamentarista têm melhor desempenho econômico do que aqueles que não realizaram reformas. Quanto às regras eleitorais, votações proporcionais são mais favoráveis ao desempenho da economia. Nenhum desses resultados com dados em painel, porém, é estatisticamente significativo. Os principais resultados desse artigo, todavia, são oriundos de uma análise com dados em *cross section*, da qual o autor infere que a forma de democracia (parlamentarista) e a regra eleitoral (proporcional) afetam (positivamente) políticas estruturais que por sua vez afetam (positivamente) o PIB por trabalhador.

Persson e Tabellini (2009) propõem um simples modelo formal em que democracia afeta a taxa de retorno de investimento. Assim, não apenas transições para dentro e fora de um regime democrático afetam o crescimento, mas também expectativas dessas alterações. Essas transições, no modelo, dependem do que os autores chamam de capital democrático (a ser definido em seguida) e do nível de renda. Entretanto, é uma suposição do modelo que o capital democrático não afeta diretamente o crescimento da nação. Dessa forma, com um painel não equilibrado de quase 150 países entre 1850 e 2000, eles analisam o impacto de democracia e da probabilidade de saída de um regime democrático ou autocrático sobre o crescimento econômico. Inicialmente, através de um *probit* eles obtêm as *hazard rates* de saídas de regimes autocráticos e democráticos. Nessas equações o capital democrático, medido como a experiência democrática do próprio país e de seus vizinhos no passado, é a variável explicativa fundamental. Em seguida, no painel com efeitos fixos para países e anos regride-se o crescimento do PIB contra a *hazard rate* obtida e uma *dummy* de democracia, ou apenas contra a *hazard rate* quando a amostra é dividida entre países democráticos e ditatoriais. Os autores mostram que uma elevação no capital democrático de seu nível mínimo para o máximo reduziria a probabilidade de saída de um regime democrático de tal sorte que

esta última variável geraria um crescimento adicional do PIB per capita de 0,2 pontos percentuais anuais que, dada a taxa de convergência estimada (pois o PIB per capita defasado é uma variável explicativa), representa um crescimento de 6% da renda per capita de longo prazo. Além destes efeitos via probabilidade de saída do regime democrático, existe um efeito direto de democracia, que é positivo com magnitude entre 0,6 e 0,9 pontos percentuais, mas insignificante estatisticamente. Portanto, o estudo indica que existem efeitos positivos sobre o crescimento ao se tornar uma democracia, mas que boa parte deles está relacionada às expectativas de mudança de regime no futuro.

Pereira e Teles (2008) estudam a relação entre democracia e outras instituições políticas (sistemas eleitorais, governos de partido único ou de coalizão, governos unificados ou divididos, nível de *accountability* do governo e se o regime é presidencial ou parlamentar) sobre o crescimento do PIB per capita. A investigação usa técnicas de painel dinâmico controlando a existência de efeitos fixos para analisar dados anuais de cerca de 100 países entre 1975 e 2004. A principal conclusão é que as instituições políticas têm impactos positivos sobre o crescimento econômico quando a democracia ainda não está consolidada.

A partir de dados em painel e técnicas similares as já comentadas anteriormente, Aghion *et al* (2008) utilizam dados para setores industriais em diversos países. Após apresentar um modelo de crescimento endógeno em que democracia afeta diferentemente o crescimento em setores com distintos níveis de inovação tecnológica (distância da fronteira tecnológica do mundo), eles encontram evidências empíricas a favor do modelo²⁶. Segundo os autores, instituições democráticas estimulam o crescimento em setores mais próximos da fronteira tecnológica (com maior valor adicionado por trabalhador). A explicação para isso é que a democracia pode ter impacto positivo sobre competição, aumentando assim a inovação e o crescimento principalmente nos setores mais avançados que se beneficiam mais disso (setores menos avançados em que o crescimento depende mais da imitação e da acumulação de fatores são prejudicados pela entrada de novos competidores).

O último trabalho a ser citado nesta revisão é o de Persson e Tabellini (2008). A metodologia do trabalho difere da dos demais previamente citados. Os autores utilizam uma abordagem semi-paramétrica combinando diferença em diferença (o que permite a existência de uma

²⁶ Uma versão mais simples do modelo está presente no capítulo 17 de Aghion e Howitt (2009).

heterogeneidade individual de cada país, seu efeito fixo), pois observamos os mesmos países por vários anos, com *propensity score* e *matching* para avaliar o impacto de uma democratização sobre o crescimento do PIB per capita.²⁷ Os resultados apresentados mostram que uma saída de um regime democrático diminui o crescimento do PIB per capita em aproximadamente dois pontos percentuais ao ano, o que geraria uma diferença de 45 por cento sobre a renda per capita no período analisado, 1960-2000. Enquanto isso, tornar-se democrático aumenta a taxa de crescimento em cerca de um ponto percentual, mas o efeito não é estatisticamente significativo. A magnitude deste efeito se assemelha à obtida por Papaioannou e Siourounis (2008).

Pela análise dos estudos empíricos feitos após a resenha de Przeworski e Limongi (1993), sintetizados no quadro 1, que apresentam indubitavelmente avanços significativos na qualidade dos dados, nas hipóteses de identificação e no cuidado econométrico em relação aos estudos anteriores, pode-se afirmar que, se existe algum efeito de democracia sobre o crescimento, este é positivo, pois praticamente todos os trabalhos, principalmente os de qualidade mais elevada, encontraram resultados nesse sentido, apesar de nem sempre estatisticamente significantes.

Dessa forma, a contribuição do presente estudo na investigação deste tema é permitir que o efeito da democratização seja heterogêneo dependendo da desigualdade de renda do país em questão. Isso é obtido, assim como em Pereira e Teles (2008) e Aghion *et al* (2008), com a interação da variável de democracia com outra variável, nesse caso, o índice de Gini. Enquanto os dados são expostos na próxima seção, a abordagem econométrica é esclarecida na quarta parte deste ensaio.

²⁷ Nenhum indicador de desigualdade de renda é usado neste estudo.

Quadro 1 – Resumo dos principais trabalhos empíricos feitos após 1993 que buscam avaliar o impacto de democracia sobre o crescimento.

Autor e ano	Países e obs.	Período	Estrutura dos dados	Estimação	Uso de ef. fixos	Democracia	Sinal	Significante
Barro (1996)	85/255	1960-90, dec.	Painel	MQ3E	Não	Freedom House	"U" invertido	Sim
Minier (1998)	81/386	1960-89, quinq.	Painel	MQ3E, matching	Não	Freedom House	+	Marginalmente
Durham (1999)	105	1960-89, quinq.	Painel	FGLS	Não	Medida de número efetivo de	+	Não
Tavares e Wacziarg (2001)	65	1970-89	Cross Section	MQ3E	Não	Freedom House	-	Não
Shen (2002)	40	1970-2000, quinq. e dec.	Painel	Dif. em dif	Sim	Freedom House	+	Marginalmente
Comeau Jr (2003)	82	1972-89	Cross Section	MQO	Não	Freedom House	"U" invertido	Sim
Giavazzi e Tabellini (2005)	130/4229	1960-2000, an.	Painel	Efeitos fixos	Sim	Binária, baseado em Polity IV	+	Marginalmente
Rodrik e Wacziarg (2005)	154/5619	1950-2000, an.	Painel	Efeitos fixos	Sim	Regimes de acordo com o projeto Polity IV	+	Sim
Butkiewicz e Yanikkaya (2006)	100/	1970-99, dec.	Painel	SUR, MQ3E	Não	Democracia e autocracia do projeto Polity III	+/-	Não
Decker e Lim (2007)	128/2091	1984-2002, an.	Painel	GMM	Sim	Índice do Polity IV	+/-	Não
Papaioannou e Siourounis (2008)	67/1700	1960-2000, an.	Painel	EF, GMM	Sim	Binária, baseado em Polity IV e Freedom House e a mudança durar ao menos cinco anos	+	Sim
Persson e Tabellini (2008)	64	1960-2000, pré e pós democ.	Painel	Dif. em dif. com propensity score e matching	Sim	Binária, baseado em Polity IV	+	Marginalmente
Persson e Tabellini (2009)	150/8288	1850-2000, an.	Painel	Efeitos fixos	Sim	Binária, baseado em Polity IV	+	Marginalmente

3.3 Dados

As estimações serão feitas a partir de um painel de 76 países com dados quinquenais entre 1977 e 2006, ou seja, com seis períodos. Todas as variáveis são médias quinquenais das observações anuais existentes. Opta-se por usar dados quinquenais, e não anuais como outros

estudos da literatura, pois os modelos de crescimento econômico visam explicar o crescimento de longo prazo das economias e não suas flutuações econômicas. Entretanto, dada a limitação dos dados não é possível analisar um painel de países tendo como variável dependente o crescimento de longo prazo (50 anos, por exemplo). Por isso, usam-se quinquênios a fim de reduzir a influência das flutuações de curto prazo. Esse procedimento é comum na literatura de econometria do crescimento, como pode ser visto em Durlauf, Johnson e Temple (2005).

A variável dependente nos modelos que serão estimados é a taxa anualizada de crescimento do PIB per capita entre quinquênios, obtida pelo logaritmo da razão dos produtos per capita médios em cada quinquênio. Essa variável foi retirada das *Penn World Tables* versão 6.2.

As principais variáveis explicativas de interesse são democracia e desigualdade de renda. Os dados da primeira são os do projeto *Polity IV*, conduzido pela universidade George Mason e pelo *Center for Systemic Peace*. O propósito do projeto é classificar as características das autoridades nos países para que esses dados sejam usados em análises comparativas e quantitativas. Tais informações são amplamente utilizadas nessa literatura.²⁸ Dessa base se usa a variável *polity2*. Tal variável é uma combinação, preparada para uso em séries de tempo, dos índices de democracia e autocracia institucionalizadas presentes nos dados do projeto. Os índices compostos de democracia e autocracia institucionalizadas variam de zero a dez. A variável *polity2* é obtida subtraindo o valor do índice de autocracia do de democracia, e, portanto, assume valores entre -10 e 10 (mas neste estudo, a fim de facilitar a interpretação, foi redimensionada para se situar no intervalo entre zero e um).

Entretanto, para melhor compreender o índice em questão, precisamos entender quais critérios utilizados para os indicadores de autocracia e democracia. O projeto considera democracia como três elementos distintos e interdependentes, que são: presença de instituições e procedimentos através dos quais os cidadãos possam manifestar suas preferências sobre políticas e líderes; a existência de restrições institucionalizadas sobre o exercício do poder pelo executivo; e a garantia de liberdades civis a todos os cidadãos. O indicador agregado de democracia, que varia de zero a dez, é derivado da classificação feita pelo estudo dos

²⁸ Esses dados foram utilizados por Acemoglu *et al* (2005), Acemoglu *et al* (2007), Acemoglu *et al* (2008), Aghion *et al* (2008), Persson e Tabellini (2006, 2008, 2009), Rodrik e Wacziarg (2005) e vários outros artigos desta literatura publicados em importantes periódicos acadêmicos internacionais.

seguintes aspectos: competitividade da participação política, competitividade e abertura na seleção dos membros do poder executivo, e restrições ao chefe do executivo. Um indicador análogo existe para autocracia. Segundo o projeto, autocracias são regimes políticos em que a competição na participação política é restrita ou completamente suprimida, os chefes do executivo são escolhidos pela elite política e não são restritos por instituições. Para o cálculo deste índice, além dos aspectos classificados e usados no cálculo do indicador de democracia, usa-se uma medida da regulação da participação política. No geral, pode-se notar que o objetivo do projeto é avaliar as instituições políticas, e não seu resultado. Para mais detalhes sobre essas variáveis, como o seu cálculo, veja Marshall e Jagers (2007).

A fim de se assegurar a robustez dos resultados, em algumas estimações, presentes no apêndice 2, também utilizamos para o nível das instituições democráticas o índice de direitos políticos divulgado pela organização *Freedom House* em seu relatório anual *Freedom in the World*.

Exceto por se tratar de médias quinquenais, os dados de desigualdade de renda são os mesmos do primeiro ensaio da dissertação. Para rever os detalhes, volte à seção 2.3 desta dissertação. Após a realização das médias quinquenais, este estudo traz 76 países e 168 observações. Esse número é inferior aos mais de 100 países utilizados por Rodrik e Wacziarg (2005) ou Acemoglu et al (2009), estudos que não utilizam dados de desigualdade de renda, mas próximos aos 65 países de Tavares e Wacziarg (2001) e aos 67 de Papaioannou e Siourounis (2008).

As outras variáveis de controle presentes nos modelos econométricos são:²⁹ a taxa de crescimento populacional, a fração dos gastos do governo no PIB, a abertura da economia (soma de importações e exportações como fração do PIB), a taxa de inflação segundo o IPC e gastos em educação como porcentagem do PIB. As três primeiras variáveis foram obtidas nos *World Development Indicators 2007* do Banco Mundial. Os dados de inflação foram obtidos nas *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional (FMI) e os de educação vieram do *Data Centre* do *Unesco Institute for Statistics*.³⁰

²⁹ Essas variáveis são frequentemente usadas como controle em regressões de crescimento e têm importância própria como instrumentos de política. Veja Easterly (2005).

³⁰ Preferiu-se o uso destes dados aos de Barro e Lee (2001), pois as informações contidas nele permitem o uso do último período do painel, 2002 a 2006.

Apresentamos agora as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste trabalho. Na tabela 8 estão as informações detalhadas sobre o índice de Gini, e os índices *polity2* do projeto *Polity IV* e o de direitos políticos da *Freedom House* (denotado por FH). Sobre o índice de Gini, sua média e o desvio padrão ficam muito próximos aos apresentados por Deininger e Squire (1996), que são 36,12 e 9,33, indicando que a escolha de uma amostra mais seleta quanto à qualidade e continuidade do índice não a enviesou, isto é, tornou-a menos representativa³¹. O valor mais baixo da amostra é o da Finlândia no primeiro quinquênio, 1977-1981, e o mais alto o da Bolívia no período mais recente, 2002-2006.

Tabela 8 - Estatísticas descritivas detalhadas de desigualdade de renda e democracia.

	Gini	polity2	FH
Média	38.21	0.85	0.79
Desvio padrão	10.28	0.24	0.28
Mínimo	20.50	0.15	0.00
Máximo	60.05	1.00	1.00
1º Quartil	30.35	0.85	0.67
Mediana	35.29	0.95	0.94
3º Quartil	46.35	1.00	1.00

Quanto às variáveis de democracia, não parece haver grandes diferenças nas estatísticas agregadas. Entretanto, suas médias e desvios padrões são menores dos que os apresentado por Acemoglu *et al* (2008) que são, respectivamente, 0,57 e 0,38 para *polity2* e 0,57 e 0,36 para FH. Todavia, esta discrepância decorre principalmente do período analisado. Como é mostrado em Barro (1999), o valor médio de democracia tem subido desde a década de 1970.

As demais variáveis utilizadas, muito mais freqüentes na literatura, estão apresentadas de maneira mais sucinta na tabela 9. Os resultados são semelhantes aos de Easterly (2005).

³¹ E conseqüentemente ao de Deininger e Squire (1998), Barro (2000), Forbes (2000), Banerjee e Duflo (2003) e Oliveira (2009).

Tabela 9 - Estatísticas descritivas das demais variáveis.

	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Crescimento	2.08	2.57	-10.27	11.32
Log PIBpc	9.13	0.94	7.05	10.47
Crescimento pop.	0.89	0.91	-2.12	3.14
Governo	16.22	5.33	4.32	30.87
Comércio	73.99	36.81	13.27	171.36
IPC	28.82	171.23	-0.79	1909.94
Educação	4.65	1.49	1.32	9.13

3.4 Abordagem econométrica

O intuito do trabalho é averiguar se o impacto das instituições democráticas sobre o crescimento econômico depende da desigualdade de renda das nações. Para isso usam-se os dados apresentados na seção anterior a fim de estimar um modelo econométrico com dados em painel que tenha como variável dependente o crescimento do PIB per capita e como explicativas as defasagens do índice de Gini, da variável *polity2* e da interação das duas variáveis. Ademais, o modelo deve permitir a existência de um termo de heterogeneidade não-observada (efeito fixo) para cada país, para que as estimativas usem a variação dos dados de desigualdade dentro dos países, mas não entre eles, como explicado na seção anterior. Além disso, ao permitir a existência desta heterogeneidade, mitiga-se o problema de viés na estimação, pois as variáveis explicativas podem ser correlacionadas com fatores específicos de cada país (variáveis explicativas relevantes e que tenham sido omitidas), desde que constantes no tempo, e ainda assim os estimadores serão consistentes. Exemplos desses fatores são variáveis geográficas ou instituições que não se alteraram no período. A equação (2) abaixo expressa esse objetivo.

$$\begin{aligned}
 (2) \quad & \ln \left(\frac{PIBpc_t}{PIBpc_{t-1}} \right) \\
 &= \beta_0 + \beta_1 Gini_{t-1} + \beta_2 Democracia_{t-1} + \beta_3 (Gini_{t-1} * Democracia_{t-1}) \\
 &+ Controles_{t-1} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

Desta forma, o efeito marginal da democracia sobre o crescimento econômico é dado por $\beta_2 + \beta_3 \text{Gini}_{t-1}$. Como discutido na primeira parte da revisão da literatura, o canal que realçamos não será refutado se encontrarmos β_2 positivo e β_3 negativo. Segundo essa argumentação, em sociedades equânimes a democratização traz os ganhos, apontados por North (1990) e North e Weingast (1989), oriundos de restrições sobre o poder discricionário do governo, de maior segurança sobre os direitos de propriedade, contudo, sem a “expropriação” via tributação, pois a desigualdade de renda é baixa. Contudo, note que quanto maior a desigualdade de renda, se β_3 é negativo, menor o impacto da democracia sobre o crescimento do PIB per capita, podendo, inclusive, ser negativo, o que decorre dos maiores níveis de distribuição e tributação exigidos pelos cidadãos.

Para os principais modelos estimados, além dos coeficientes, são apresentadas as estimativas e o intervalo de confiança do efeito marginal para o índice de Gini variando entre 20 e 65 pontos. Vale lembrar que como o índice *polity2* está contido no intervalo entre zero e um, $\beta_2 + \beta_3 \text{Gini}_{t-1}$ dá o impacto sobre a taxa de crescimento de uma mudança da variável de zero para um, bem acima do desvio padrão dessa variável. Por isso, nos gráficos presentes na próxima seção, são apresentados os efeitos de uma democratização média, como definida por Persson (2005, p.13). Persson (2005) usa um indicador binário de democracia que assume valor um quando o índice *polity2* é maior que zero. O autor calculou qual a mudança média no índice *polity2* toda vez em que havia uma democratização, isto é uma mudança que passa o índice de um valor negativo para um positivo. Essa mudança média é de 8,5 pontos na escala de 21 pontos do *polity2* (de -10 a 10), ou seja, 0,405 pontos na escala utilizada aqui. Portanto, nas figuras da próxima seção, apresentamos a estimativa de $0,405 * (\beta_2 + \beta_3 \text{Gini}_{t-1})$ e seu intervalo de confiança.

Essa equação será estimada por dois métodos distintos. O primeiro é o estimador de efeitos fixos.³² A inferência é baseada em erros padrões robustos a heteroscedasticidade e autocorrelação dentro de cada país. Nesse caso a hipótese de identificação é que as variáveis explicativas não são correlacionadas com ε_{it} em nenhum período, ou seja, são exógenas, mas podem estar livremente correlacionadas com α_i . Este fato, se não elimina, ao menos diminui o viés da estimação. Com este estimador, duas versões do modelo são estimadas. Na primeira as

³² Sobre este estimador e a inferência robusta, veja Baltagi (2008), Greene (2007) ou Wooldridge (2001).

únicas variáveis de controle (além das variáveis de interesse sempre presentes, que são: desigualdade de renda, democracia e sua interação) são as *dummies* de tempo. Na segunda são adicionados os controles citados na seção anterior, que são: crescimento populacional, porcentagem dos gastos governamentais e do comércio internacional no PIB, inflação e gastos em educação. Como o estimador de efeitos fixos exige exogeneidade estrita das variáveis explicativas para que ele seja consistente, o PIB per capita inicial não é incluído entre os controles quando utilizamos este estimador.

O segundo método de estimação utilizado é o *System GMM* de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).³³ Segundo o último estudo, este método apresenta resultados melhores que o de Arellano e Bond (1991) quando a amostra é pequena, há poucos períodos de tempo e as variáveis são fortemente dependentes, o que aparentemente é o caso de desigualdade de renda. Nesse método, além da equação diferenciada ser instrumentalizada pelas defasagens dos níveis das variáveis como em Arellano e Bond (1991), a equação em nível é instrumentalizada pelas defasagens das diferenças. Para o uso dessas condições de ortogonalidade adicionais, a hipótese necessária é que a correlação das variáveis com o termo de efeito fixo do erro se mantenha constante. Blundell e Bond (1998) mostram como isso se relaciona com as condições iniciais das variáveis. A aplicação deste método a equações de crescimento foi primeiramente feita por Bond *et al* (2001), que explica as vantagens da técnica e mostra como as hipóteses necessárias são satisfeitas. Durlauf, Johnson e Temple (2005) também comentam sobre a aplicação deste método a equações de crescimento.

Os erros-padrão apresentados são os sugeridos por Windmeijer (2005).³⁴ Trata-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

³³ As estimativas foram obtidas utilizando o comando *xtabond2* de Roodman (2009), que permite estimar esta equação sem incluir a defasagem do crescimento econômico como uma variável explicativa.

³⁴ 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).

sofrem do mesmo problema em amostras pequenas. Entretanto, para fins de análise da robustez dos resultados, os estimadores de um passo serão apresentados no apêndice 2.

Na estimação por GMM, além das três variáveis de interesse, sempre está presente a defasagem do PIB per capita, que certamente não é exógena, motivo pelo qual usamos este estimador. Com este método, obtivemos três blocos de estimativas, cada um contendo dois modelos (um somente com as variáveis de interesse e as *dummies* de tempo e outro que também inclui as demais variáveis de controle). No primeiro bloco, consideramos a renda inicial como predeterminada e as demais variáveis como exógenas, no segundo todas variáveis são consideradas predeterminadas (exceto pelas *dummies* de tempo) e no último todas as variáveis são consideradas endógenas. Essas especificações alteram quais variáveis e a partir de quais defasagens são utilizadas como instrumentos das variáveis presentes na equação estrutural³⁵.

3.5 Resultados

Essa seção está dividida em duas partes. Enquanto na primeira são apresentados os principais resultados, na segunda vêm os principais testes de robustez.

3.5.1 Principais resultados

A tabela 10 traz os resultados da estimação por efeitos fixos (colunas 1 e 2) e *System* GMM supondo que as variáveis explicativas, com exceção da renda inicial, são exógenas (colunas 3 e 4). Em todos os modelos os resultados estão de acordo com o esperado, o coeficiente de *polity2* é positivo e o de sua interação é negativo, embora nem sempre significantes.

Vejamos inicialmente as estimativas por efeito fixo. Note que quando controlamos o efeito das outras variáveis, a interação passa a ser estatisticamente significativa a cinco por cento. A dificuldade na obtenção de estimativas significantes em equações de crescimento com o uso de dados de painel e estimadores de efeito fixo (ou outro que permita a existência de uma

³⁵ Isto é, não são correlacionadas com o termo de erro idiossincrático contemporâneo, mas sim com suas defasagens.

heterogeneidade individual não observada) explicitada por Durlauf, Johnson e Temple (2005) torna estes resultados ainda mais atrativos.

Quanto à desigualdade de renda, seu efeito sobre o crescimento é positivo. Esse resultado está em linha com os obtidos por Forbes (2000) e Oliveira (2009). Entretanto, diferentemente destes estudos, os coeficientes aqui estimados são estatisticamente significantes. Note, porém, que o coeficiente da variável de desigualdade de renda capta o efeito marginal desta variável sobre o crescimento quando o regime político é autocrático. Se o regime for democrático, com *polity2* em seu nível mais alto, aqui normalizado para um, o efeito marginal é a soma dos coeficientes do Gini e da interação. Assim, vemos que o efeito da desigualdade de renda sobre o crescimento é menor em democracias, praticamente nulo nas equações três e quarto.

Sobre as outras variáveis, apenas comércio é significativo e tem o sinal esperado. Crescimento populacional e IPC também possuem o sinal esperado, diferentemente de educação. O impacto de gastos governamentais sobre crescimento é ambíguo mesmo na teoria, e nessa estimativa ele não pode ser distinguido de zero.

Tabela 10 - Estimativas por efeito fixo e *System GMM* considerando as variáveis explicativas exógenas.

	1	2	3	4
Método de estimação	EF	EF	GMM	GMM
PIB per capita	-	-	0.186	-0.198
	-	-	(1.120)	(0.914)
Gini	0.749**	0.779***	0.280**	0.154
	(0.356)	(0.288)	(0.140)	(0.142)
polity2	12.71	26.78	9.598	4.925
	(20.23)	(16.55)	(6.566)	(7.873)
Gini*polity2	-0.401	-0.725**	-0.319**	-0.182
	(0.427)	(0.340)	(0.148)	(0.169)
Crescimento pop.		-1.275		-0.331
		(0.838)		(0.280)
Governo		0.136		0.123
		(0.268)		(0.0983)
Comércio		0.0328*		0.0155
		(0.0181)		(0.0101)
IPC		-0.000618		-0.000814
		(0.000846)		(0.00130)
Educação		-0.361		-0.545
		(0.383)		(0.348)
Constante	-23.61	-27.81*	-8.173	0.625
	(16.74)	(14.47)	(10.64)	(7.737)
Significância conjunta de polity2 e Gini*polity2 (valor p)	0.11	0.00	0.05	0.16
Número de instrumentos	-	-	28	33
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.77	0.97
Teste J (valor p)	-	-	0.27	0.47
Observações	168	152	168	152
Número de países	76	71	76	71

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

Considerando a democratização média, como calculada por Persson (2005) e explicitada na seção anterior, que está relacionada a uma alteração de 0,405 do índice *polity2* normalizado entre zero e um, as figuras 4 e 5 trazem a alteração que ocorreria no crescimento do PIB per capita a uma taxa anualizada para cada índice de Gini entre 20 e 60. O intervalo de confiança aos níveis de 90% e 95% também estão presentes.

As quatro figuras presentes nessa seção trazem no eixo das abscissas o índice de Gini e no das ordenadas o efeito marginal estimado de uma democratização típica (como definido por Persson (2005)) e seu intervalo de confiança a 5% e 10%. Na figura 4, vemos que um país com Gini de 20 pontos, teria um aumento de 1,90 pontos percentuais em sua taxa de crescimento anual. Esse resultado é ligeiramente superior ao efeito de uma elevação do

crescimento entre 0,5 e 1,5 pontos percentuais ao ano, presente nos estudos mais recentes da literatura. Essa mesma alteração na democracia, porém, elevaria o crescimento em apenas 0,28 pontos percentuais se o Gini estivesse em 30 pontos. O resultado da democratização passa a ser negativo com índices de Gini superiores a 32 pontos, deixando aproximadamente metade da amostra com efeitos positivos de democratizações. Com o Gini em 60 pontos, o crescimento em cinco anos teria uma queda de 4,5 pontos percentuais. Esse efeito da democratização sobre o crescimento, porém, é estatisticamente significativo a 10% apenas para índices de Gini superiores a 45 pontos, aproximadamente 25% da amostra, e a 5% apenas para valores entre 48 e 55 pontos.

De acordo com a figura 5, a democratização típica elevaria o crescimento em 4,98 pontos percentuais para um país com Gini igual a 20, e 2,04 pontos para um país com Gini em 30 pontos. O efeito permanece positivo até 36 pontos. Para o pior Gini da amostra, o crescimento cairia 6,7 pontos percentuais. Os resultados são significantes a 10% e 5% para Ginis maiores que 44 e 48 pontos percentuais, respectivamente.

Esses resultados estão em sintonia com a proposição teórica apresentada neste ensaio e mostram como a desigualdade de renda importa na determinação dos efeitos de uma democratização. As magnitudes, porém, devem ser interpretadas com cautela como os intervalos de confiança deixam claro.

Figura 4 – Efeito da democratização sobre o crescimento segundo modelo 1 da tabela 10.

Figura 5 – Efeito da democratização sobre o crescimento segundo modelo 2 da tabela 10.

Ainda na tabela 10 estão as estimativas de GMM supondo que as variáveis explicativas, com exceção da renda inicial, são exógenas. Tanto o teste AR(2) de Arellano e Bond como o teste J de Hansen indicam a validade dos instrumentos utilizados, que são as defasagens do PIB per capita. Os coeficientes possuem os mesmos sinais, porém apenas dois deles são significantes, índice de Gini e sua interação com democracia, ambos na coluna dois e a 5%. Dessa forma, as estimativas de GMM corroboram os achados anteriores. Seus coeficientes de interesse, entretanto, são menores que os de efeitos fixos. Novamente, uma interpretação quantitativa é facilitada pela análise das figuras, que trazem os resultados das colunas dois e quatro.

Segundo a figura 6, baseada na coluna três da tabela 10, o efeito da democratização com o Gini em 20 pontos é uma elevação do crescimento em 1,3 pontos percentuais ao ano. Esse resultado se aproxima dos obtidos por Rodrik e Wacziarg (2005), Papaioannou e Siourounis (2008) e Persson e Tabellini (2008, 2009). Se o Gini estiver em 30 pontos, o impacto da democratização é nulo. Com o Gini em 60 pontos, a democratização típica diminuiria o crescimento em 3,8 pontos. O impacto da democratização sobre o crescimento é significativo a 10% para índices de Gini acima 45 pontos, e a 5% a partir dos 49 pontos.

Na figura 7, mesmo com o Gini em 20 pontos, a passagem do índice de democracia de zero para um elevaria o crescimento em apenas 0,52 pontos percentuais ao ano. O efeito da democratização passa a ser negativo para Gini's a partir de 28 pontos, mais de 75% da amostra. Aos 60 pontos, a democratização típica diminuiria o crescimento em 2,4 pontos percentuais. O efeito é significativo a 10% acima de 46 pontos do Gini.

Figura 6 – Efeito da democratização sobre o crescimento segundo modelo 3 da tabela 10.

Figura 7 – Efeito da democratização sobre o crescimento segundo modelo 4 da tabela 10.

O efeito da desigualdade de renda sobre o crescimento continua positivo em autocracias (países com *polity2* igual a zero ou baixo) e agora é negativo, apesar de continuar próximo de zero, para democracias plenas (*polity2* igual a um). Para as outras variáveis incluídas nos modelos, os resultados também são semelhantes aos de efeito fixo.

De maneira geral, a mensagem é que o impacto de democracia sobre o crescimento depende negativamente da desigualdade de renda, em sintonia com a tese apresentada no início deste ensaio. Ademais, contrariamente à maior parte da literatura empírica recente, que não leva essa heterogeneidade em questão, encontramos que para a maioria dos países (de acordo com sua desigualdade de renda), esse efeito é negativo em um horizonte de cinco anos após a alteração nas instituições democráticas. Entretanto, estatisticamente, ele difere de zero apenas para países bastante desiguais, do quartil mais alto da amostra. Assim, o resultado mais robusto obtido aqui é que para países com elevada desigualdade de renda, o impacto da democratização sobre o crescimento do PIB per capita é negativo.

3.5.2 Análise de robustez

A fim de checar a robustez dos resultados à hipótese de identificação, esta subseção apresenta as estimativas por *System GMM* quando todas variáveis explicativas são consideradas predeterminadas ou endógenas, tal qual discutido na seção sobre a abordagem econométrica, e instrumentalizadas por suas próprias defasagens.

Os resultados da estimação considerando todas as variáveis explicativas como predeterminadas estão presentes nas duas primeiras colunas da tabela 11. Novamente, em todas as especificações, os coeficientes possuem os sinais desejados, suas magnitudes, porém, são menores que as obtidas anteriormente. Com o Gini em 20 pontos, segundo o modelo 1 da tabela 11, a democratização típica elevaria o crescimento em apenas 0,35 pontos percentuais. Esse efeito seria positivo apenas para índices de Gini até 25 pontos. Com o Gini em 60 pontos, essa democratização típica diminuiria o crescimento em 2,15 pontos percentuais. Baseando-se no modelo dois da tabela 11, o efeito da democratização seria negativo até para países com desigualdade baixa. Entretanto, novamente os resultados são ainda piores para países mais desiguais. Com o Gini em 20 pontos, a democratização diminuiria a taxa de

crescimento da economia em 0,45 pontos. Já com o Gini em 60 pontos, essa queda seria de 1,55 pontos. Esses resultados não são significantes, porém.

As últimas estimativas apresentadas nesta seção são aquelas que consideram as variáveis explicativas endógenas e usam defasagens de ordem dois ou mais como instrumentos. Novamente os sinais dos coeficientes são os mesmos. Entretanto, as magnitudes são muito superiores e indicam efeitos marginais exageradamente altos. Isso decorre do fato da matriz de pesos utilizada pelo estimador de GMM de dois passos ser muito próxima de uma matriz singular. Quando utilizamos o estimador de um passo (presente no apêndice 2), os resultados são intermediários entre os de GMM com variáveis exógenas e o de efeitos fixos.

Tabela 11 - Estimativas por *System GMM* considerando as variáveis explicativas predeterminadas ou endógenas.

	1	2	3	4
Método de estimação	GMM	GMM	GMM	GMM
PIB per capita	-0.447 (0.939)	0.319 (0.959)	-2.327** (1.031)	-4.516 (5.513)
Gini	0.108 (0.221)	0.0900 (0.171)	0.819** (0.328)	2.258 (1.565)
polity2	3.871 (9.552)	0.259 (8.663)	43.25** (17.75)	139.5 (88.76)
Gini*polity2	-0.151 (0.234)	-0.0684 (0.196)	-0.934** (0.374)	-2.684 (1.769)
Crescimento pop.		-0.754 (0.529)		-0.202 (1.014)
Governo		0.0256 (0.135)		-0.242 (0.196)
Comércio		0.0199 (0.0124)		-0.0285 (0.141)
IPC		-0.000407 (0.000753)		0.00221 (0.00354)
Educação		-0.251 (0.449)		0.387 (0.821)
Constante	3.707 (13.93)	0.352 (9.533)	-15.41* (9.153)	-75.19 (69.51)
Significância conjunta de polity2 e Gini*polity2 (valor p)	0.60	0.55	0.04	0.21
Número de instrumentos	64	98	48	65
Teste AR(2) (valor p)	0.69	0.96	0.52	0.69
Teste J (valor p)	0.99	0.99	0.99	0.99
Observações	168	152	168	152
Número de países	76	71	76	71

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

Ainda como análise de robustez dos resultados, também foram realizadas estimações com GMM de apenas um passo utilizando inferência robusta. Os resultados são próximos aos das tabelas 10 e 11. Em todas as especificações o coeficiente de *polity2* é positivo e o de sua interação com a desigualdade renda é negativo. As estimativas estão na tabela 1 no apêndice 2.

Outro teste de robustez consiste no uso de um indicador alternativo do grau de democracia de cada país. Para isso usa-se o índice de direitos políticos da *Freedom House*. As tabelas 2 e 3 do apêndice 2 equivalem às tabelas 10 a 11 desta seção, apenas utilizando outra medida de democracia. Das oito estimativas em apenas uma delas o coeficiente de democracia não foi positivo e o da interação não foi negativo, mas ambos não foram significantes. Nas

estimativas restantes, os resultados estão alinhados com os obtidos nesta seção, sendo que em dois modelos o termo de interação foi negativo e significativo.

3.6 Conclusão

Utilizando os dados de desigualdade de renda de maneira apropriada, levando em conta as dificuldades existentes em virtude de eles serem oriundos de fontes secundárias, e em concordância com os métodos econométricos usados, este trabalho encontrou evidências de que o impacto de democratizações sobre o crescimento econômico depende da desigualdade de renda dos países. Para países com baixa desigualdade de renda, democratizações (ou melhoras nas instituições democráticas) estão positivamente relacionadas à taxa de crescimento econômico. Na pior hipótese, nestas sociedades, uma democratização não leva a uma queda da taxa de crescimento. Porém, em economias marcadas pela elevada desigualdade de renda (do quartil superior da nossa amostra, com índice de Gini acima de 45 pontos), a democratização tem uma correlação negativa com o crescimento econômico. Esse achado é consistente a visão apresentada na segunda seção deste ensaio de que a democracia, ao mesmo tempo em que melhora a segurança dos direitos de propriedade ao restringir as ações do governo através de um mecanismo de *checks and balances*, também permite maiores níveis de distribuição de renda, podendo assim inibir o crescimento.

Desta forma, o presente estudo complementa a recente literatura empírica sobre os efeitos da democratização no crescimento ao explorar mais uma heterogeneidade possível nessa relação.

Como notado por Sen (2000), contudo, há outras dimensões de interesse, inclusive de bem-estar material como indicadores sociais, que são influenciadas pela democracia. Ademais, a própria democracia pode ser pensada como um fim, e não apenas um meio, que aumenta o bem-estar da sociedade. Uma indicação empírica da existência destes efeitos é apresentada por Bó *et al* (2008), que, em um experimento desenhado para incentivar a cooperação em um jogo do dilema do prisioneiro, encontram que o resultado efetivo de uma política indutora de cooperação é maior quando escolhida democraticamente. Em outras palavras, a cooperação entre os agentes é maior quando a alteração que a torna possível é escolhida democraticamente do que quando é imposta. Por isso, os resultados deste trabalho devem ser

analisados com cuidado e não devem ser extrapolados para a esfera de decisão política como um argumento simplista a favor da manutenção de regimes autocráticos em sociedades desiguais. Entretanto, pode ser lido como um alerta sobre possíveis consequências indesejadas de uma democratização, inspirando o desenho de mecanismos para combatê-las se e quando possível.

4 CONCLUSÃO

Dos resultados dos dois artigos que compõem essa dissertação, obteve-se, de maneira geral, a evidência empírica de que variáveis macroeconômicas afetam e são afetadas pela desigualdade de renda.

No primeiro ensaio, assim como na literatura existente, encontraram-se evidências de que existe um efeito perverso da inflação, medida pelo IPC, sobre a desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini. Para isso, porém, é necessário considerar a existência de *outliers* através de modelos não-lineares. Surge, no entanto, uma discordância em relação à magnitude das estimativas. Nesse estudo, como usamos estimadores que controlam a existência de um termo de heterogeneidade não-observada (efeito fixo) para cada país, basicamente usa-se a variação dos dados dentro dos países, mas não entre eles. Tal método elimina, ou ao menos mitiga, o problema de viés pela existência de variáveis omitidas, e por isso traz resultados preferíveis aos dos estudos anteriores. Porém, o uso deste método resultou em magnitudes bastante menores para o efeito da inflação no Gini.

No segundo ensaio, ficou clara a importância do nível de desigualdade de renda para compreender como uma melhora na democracia afeta a taxa de crescimento do PIB per capita. Nesse artigo se regrediu o crescimento do PIB per capita de uma nação contra um indicador de quão democrático é o país e uma interação desta variável com o índice de Gini. Em todos os modelos estimados, independente de método ou controle por outras variáveis, o coeficiente associado à democracia foi positivo e o da interação foi negativo. Esse resultado está de acordo com a hipótese de que o efeito de uma democratização é heterogêneo na dimensão da distribuição de renda. Neste ensaio, o resultado mais robusto foi que para países com elevada desigualdade de renda (do quartil superior da nossa amostra, com índice de Gini acima de 45 pontos), a democratização tem um impacto negativo sobre o crescimento econômico.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, Daron. *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton: Princeton University Press, 2008.
- ACEMOGLU, Daron; ROBINSON, James A. *Why Did the West Extended the Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective*. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 115, n.4, p. 1167-1199, 2000.
- ACEMOGLU, Daron; ROBINSON, James A. *A Theory of Political Transitions*. *American Economic Review*. Vol. 91, n.4, p. 938-963, 2001.
- ACEMOGLU, Daron; ROBINSON, James A. *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*. New York: Cambridge University Press, 2006.
- ACEMOGLU, Daron et al. *The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation*. *American Economic Review*. Vol. 91, n.5, p. 1369-1401, 2001.
- ACEMOGLU, Daron et al. *From Education to Democracy*. *American Economic Review*. Vol. 95, n.2, p. 44-49, 2005.
- ACEMOGLU, Daron et al. *Reevaluating the Modernization Hypothesis*. Mimeo. 2007.
- ACEMOGLU, Daron et al. *Income and Democracy*. *American Economic Review*. Vol. 98, n.3, p. 808-842, 2008.
- AGHION, Phillippe; ALESINA, Alberto; TREBBI, Francesco. *Democracy, Technology and Growth*. In: HELPMAN, Elhanan (Org.). *Institutions and Economic Performance*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2008.
- AGHION, Phillippe; DURLAUF, Steven N. (Org.) *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: North-Holland, 2005.
- AGHION, Phillippe; HOWITT, Peter. *The Economics of Growth*. Cambridge, MA: MIT Press, 2009.
- ANGRIST, Joshua D.; PISCHKE, Jörn-Steffen. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2008.
- AGHION, Phillippe et al. *Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories*. *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXVII, December, p. 1615-1660, 1999.
- ALBANESI, Stefania. *Inflation and inequality*. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 54, n. 4, p. 1088-1114, 2007.
- ALBORNOS, Facundo; DUTTA, Jayasri. *Political Regimes and Economic Growth in Latin America*. *Discussion Paper Series, Department of Economics, University of Birmingham*, n. 06, 2007.
- ALESINA, Alberto; PEROTTI, Roberto. *Income distribution, political instability, and investment*. *European Economic Review*. Vol. 40, n.6, p. 1203-1228, 1996.

ALESINA, Alberto; RODRIK, Dani. *Distributive Politics and Economic Growth*. ***The Quarterly Journal of Economics***. Vol. 109, n.2, p. 465-490, 1994.

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.

BANERJEE, Abhijit V.; DUFLO, Esther. *Inequality and Growth: What Can the Data Say?* ***Journal of Economic Growth***. Vol. 8, n. 3, p. 267-299, 2003.

BARRO, Robert J. *Democracy and Growth*. ***Journal of Economic Growth***. Vol. 1, n. 1, p. 1-27, 1996.

BARRO, Robert J. *Determinants of Democracy*. ***Journal of Political Economy***. Vol. 107, n. 6, p. S158-S183, 1999.

BARRO, Robert J. *Inequality and Growth in a Panel of Countries*. ***Journal of Economic Growth***. Vol. 5, n. 1, p. 5-32, 2000.

BARRO, Robert, LEE, Jong-Wha. *International Data on Educational Attainment: Updates and Implications*. ***CID Working Paper*** No. 42, 2000.

BENABOU, Roland. *Inequality and Growth*. In: BERNANKE, Ben; ROTEMBERG, Julio (Org.). ***NBER Macroeconomics Annual***. Cambridge, MA: MIT Press, 1996.

BJØRNSKOV, Christian. *The growth-inequality association: Government ideology matters*. ***Journal of Development Economics***. Vol. 87, p. 300-308, 2008.

BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*. ***Journal of Econometrics***. Vol. 87, p. 115-143, 1998.

BÓ, Pedro Dal et al. ***Institutions and Behavior: Experimental Evidence on the Effects of Democracy***. Mimeo. 2008.

BOND, Stephen et al. *GMM Estimation of Empirical Growth Models. Centre for Economic Policy Research Discussion Paper*. N.3048, 2001.

BOURGUIGNON, François; VERDIER, Thierry. *Oligarchy, democracy, inequality and growth. Journal of Development Economics*. Vol. 62, p. 285-313, 2000.

BRENDER, Adi; DRAZEN, Allan. *Why is Economic Policy Different in New Democracies? Affecting Attitudes About Democracy. NBER Working Paper Series*. N. 13457, 2007.

BULÍŘ, Aleš. *Income inequality: does inflation matters? IMF Staff Papers*. Vol. 48, n. 1, p.139-159, 2001.

BUTKIEWICZ, James L.; YANIKKAYA, Halit. *Institutional Quality and Economic Growth: Maintenance of the rule of law or democratic institutions, or both? Economic Modeling*. Vol. 23, p. 648-661, 2006.

CARDOSO, Eliana. *Inflation and Poverty. NBER Working Paper Series*. N. 4006, 1992.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.

CASTELLÓ-CLIMENT, Amparo. *On the distribution of education and democracy. Journal of Development Economics*. Vol. 87, p. 179-190, 2008.

CHONG, Alberto. *Inequality, Democracy, and Persistence: Is There a Political Kuznets Curve?. Economics & Politics*. Vol. 16, n. 2, p. 189-212, 2004.

COMEAU JR, Ludovic. *Democracy and Growth: A Relationship Revisited. Eastern Economic Journal*. Vol. 29, n. 1, p. 1-21, 2003.

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.

DURLAUF, Steven N.; JOHNSON, Paul A.; TEMPLE, Jonathan R. *Growth Econometrics*. In: AGHION, Phillippe; DURLAUF, Steven N. (Org.) *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: North-Holland, 2005.

DECKER, Jessica Henson; LIM, Jamus Jerome. *Do democracies grow faster? Revisiting the Institutions and Economic performance Debate. MPRA Paper*. N. 6076, 2007.

DEININGER, Klauss; SQUIRE, Lyn. *A New Data Set Measuring Income Inequality. The World Bank Economic Review*. Vol. 10, n. 3, p. 565-591, 1996.

DEININGER, Klauss; SQUIRE, Lyn. *New ways of looking at old issues: inequality and growth. Journal of Development Economics*. Vol. 57, p. 259-287, 1998.

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.

DRAZEN, Allan. *Political Economy in Macroeconomics*. Princeton: Princeton University Press, 2000.

DURHAM, Benson. *Economic Growth and Political Regimes. Journal of Economic Growth*. Vol. 4, n. 1, p. 81-111 1999.

DUTT, Pushan; MITRA, Devashish. *Inequality and the Instability of Polity and Policy. Economic Journal*. Vol. 118, August, p. 1285-1314, 2008.

EASTERLY, William. *National Policies and Economic Growth: A Reappraisal*. In: AGHION, Phillippe; DURLAUF, Steven N. (Org.). *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: North-Holland, 2005.

EASTERLY, William. *Inequality does cause underdevelopment: Insights from a new instrument. Journal of Development Economics*. Vol. 84, p. 755-776, 2007.

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.

FREEDOM HOUSE. *Freedom in the World*. 2008. Disponível em: <<http://www.freedomhouse.org/template.cfm?page=15>>. Acesso em: Janeiro de 2009.

GIAVAZZI, Francesco; TABELLINI, Guido. *Economic and political liberalizations. Journal of Monetary Economics*. Vol. 52, p. 1297-1330, 2005.

GLAESER, Edward L. *Inequality*. In: WEINGAST, Barry R.; WITTMAN, Donald A. (Org.). *The Oxford Handbook of Political Economy*. New York: Oxford University Press, 2006.

GLAESER, Edward et al. *The injustice of inequality. Journal of Monetary Economics*. Vol. 50, p. 199-222, 2003.

GLAESER, Edward et al. *Do Institutions Cause Growth? Journal of Economic Growth*. Vol. 9, n. 3, p. 271-303, 2004.

GREENE, William. *Econometric Analysis*. 6th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2007.

GROSSMAN, Gene M.; HELPMAN, Elhanan. *Special Interest Politics*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

HALL, Robert E.; JONES, Charles I. *Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 114, n.1, p. 83-116, 1999.

HELPMAN, Elhanan (Org.). *Institutions and Economic Performance*. Cambridge, MA: *Harvard University Press*, 2008.

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.

HOULE, Christian. *Inequality and Democracy: Why Inequality harms Consolidation but Does Not Affect Democratization ?* *World Politics*. Vol. 61, n.4, p. 589-622, 2009.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. *International Financial Statics - January 2009*. Washington, DC, 2009. Disponível em: <<http://www.imfstatistics.org>>. Acesso em: Janeiro de 2009.

JONES, Charles I.; ROMER, Paul M. *The New Kaldor Facts: Ideas, Institutions, Population, and Human Capital*. *NBER Working Paper Series*. N. 15094, 2009.

LEE, Woojin; ROEMER, John E. *Income Distribution, Redistributive Politics, and Economic Growth*. *Journal of Economic Growth*. Vol. 3, n. 3, p. 217-240, 1998.

LUNDBERG, Mathias; SQUIRE, Lyn. *The Simultaneous Evolution of Growth and Inequality*. *Economic Journal*. Vol. 113, April, p. 326-344, 2003.

MARSHALL, Monty G.; JAGGERS, Keith. *Political Regime Characteristics and Transitions, 1800–2006*. College Park, MD: Polity IV Project, University of Maryland, 2007. Disponível em: < <http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm>>. 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.

MINIER, Jenny A. *Democracy and Growth: Alternative Approaches*. *Journal of Economic Growth*. Vol. 3, n. 3, p. 241-266, 1998.

MULLIGAN, Casey B. et al. *Do Democracies Have Different Public Policies than Nondemocracies?* *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 18, n. 1, p. 51-74, 2004.

NORTH, Douglass C. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. New York: *Cambridge University Press*, 1990.

NORTH, Douglass C; WEINGAST, Barry R. *Constitutions and Commitment: The Evolution of Institutional Governing Public Choice in Seventeenth-Century England*. *Journal of Economic History*. Vol. 49, n.4, p. 803-832, 1989.

OLIVEIRA, Leonardo Gomes. **Prometeu Acorrentado? Um Estudo Empírico dos Efeitos da Desigualdade sobre o Crescimento**. Rio de Janeiro, 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas.

PANDE, Rohini; UDRY, Christopher. *Institutions and Development: A View from Below*. In: BLUNDELL, Richard; NEWAY, Whitney K.; PERSSON, Torsten (Org.). *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications, Ninth World Congress, Volume II*. New York: *Cambridge University Press*, 2006.

PAPAIOANNOU, Elias; SIOUROUTIS, Gregorios. *Economic and social factors driving the third wave of democratization*. **Journal of Comparative Economics**. Vol. 36, p. 365-387, 2008.

PAPAIOANNOU, Elias; SIOUROUTIS, Gregorios. *Democratisation and Growth*. **Economic Journal**. Vol. 118, October, p. 1520-1551, 2008.

PEREIRA, Carlos; TELES, Vladimir. *Political Institutions as Substitute for Democracy: A Political Economy Analysis of Economic Growth*. **Textos para Discussão**, Escola de Economia de São Paulo, FGV, n. 196, 2008.

PEROTTI, Roberto. *Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say*. **Journal of Economic Growth**. Vol. 1, n. 2, p. 149-187, 1996.

PERSSON, Torsten. *Forms of democracy, policy and economic development*. Mimeo. 2005.

PERSSON, Torsten; TABELLINI, Guido. *Is Inequality Harmful for Growth?* **American Economic Review**. Vol. 84, n.3, p. 600-621, 1994.

PERSSON, Torsten; TABELLINI, Guido. *Political Economics: Explaining Economic Policy*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

PERSSON, Torsten; TABELLINI, Guido. *Democracy and Development: The Devil in the Details*. **American Economic Review**. Vol. 96, n.2, p. 319-324, 2006.

PERSSON, Torsten; TABELLINI, Guido. *The Growth Effect of Democracy: it is heterogeneous and how can it be estimated?* In: HELPMAN, Elhanan (Org.). **Institutions and Economic Performance**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2008.

PERSSON, Torsten; TABELLINI, Guido. *Democratic Capital: The Nexus of political and Economic Change*. **American Economic Journal: Macroeconomics**. Vol. 1, p. 88-126, 2009.

PLUMPER, Thomas; MARTIN, Christian W. *Democracy, government spending, and economic growth: A political-economic explanations of the Barro-effect*. **Public Choice**. Vol. 117, p. 27-50, 2003.

PRZEWORSKI, Adam; LIMONGI, Fernando. *Political Regimes and Economic Growth*. **Journal of Economic Perspectives**. Vol. 7, n. 3, p. 51-69, 1993.

RODRIK, Dani. *Democracies Pay Higher Wages*. **The Quarterly Journal of Economics**. Vol. 114, n.3, p. 707-738, 1999.

RODRIK, Dani. *Growth Strategies*. In: AGHION, Phillippe; DURLAUF, Steven N. (Org.) **Handbook of Economic Growth**. Amsterdam: North-Holland, 2005.

RODRIK, Dani; WACZIARG, Romain. *Do Democratic Transitions Produce bad Economic Outcomes?* **American Economic Review**. Vol. 95, n.2, p. 50-55, 2005.

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.

SALA-I-MARTIN, Xavier. *I Just Ran Two Million Regressions*. **American Economic Review**. Vol. 87, n.2, p. 178-183, 1997.

SCHAFFER, Mark. xtvreg2: *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>.

SEN, Amartya. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

SHEN, Jian-Guang. *Democracy and growth: An Alternative empirical approach*. **BOFIT Discussion Paper**. N. 13, 2002.

TAVARES, José; WACZIARG, Romain. *How democracy affects growth*. **European Economic Review**. Vol. 45, p. 1341-1378, 2001.

UNESCO INSTITUTE FOR STATISTICS. **Data Centre**. Disponível em: <http://stats.uis.unesco.org/unesco/tableviewer/document.aspx?ReportId=143>. Acesso em: Janeiro de 2009.

WEEDE, Erich. *Income Inequality, democracy and growth reconsidered*. **European Journal of Political Economy**. Vol. 13, p. 751-764, 1997.

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/. Acesso em: Janeiro de 2009.

APÊNDICES

Apêndice 1 – Tabelas complementares ao capítulo 2.

Apêndice 2 – Tabelas complementares ao capítulo 3.

Apêndice 1

As tabelas 1 e 2 deste apêndice apresentam apenas os coeficientes associado às *dummies* para intervalos do IPC, como em Bulíř (2001). Na coluna 1 essas *dummies* são as únicas variáveis explicativas além das *dummies* de ano. Na coluna 2, as outras variáveis de controles explicitadas na metodologia do capítulo 2 também são inseridas no modelo econométrico.

Tabela 1 - Modelos com dummies no nível, como em Bulíř (2001), com quebras em 40%, 100% e 1000%.

	1	2
D[IPC>1000]	-2.925* (1.693)	-0.805 (1.118)
D[100<IPC<1000]	-0.663 (1.125)	-0.455 (0.619)
D[IPC>1000]	-3.014* (1.704)	-0.887 (1.181)
D[40<IPC<100]	0.336 (0.768)	0.694 (0.778)
D[100<IPC<1000]	-0.570 (1.242)	-0.166 (0.749)
D[IPC>1000]	-2.950* (1.693)	-0.737 (1.179)

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

Tabela 2 - Modelos com dummies no nível, como em Bulíř (2001), com quebras na mediana, no terceiro quartil e no último decil.

	1	2
D[p>50]	-0.0525 (0.422)	-0.308 (0.295)
D[p>75]	-0.645 (0.506)	-0.680 (0.434)
D[p>90]	-1.176* (0.687)	-0.227 (0.575)
D[p>50]	0.0191 (0.451)	-0.223 (0.334)
D[p>75]	-0.633 (0.666)	-0.824 (0.501)

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

Tabela 3 - Modelos com dummies de inclinação e quebra em 1000% sob exogeneidade da inflação.

	1	2	3
Método de estimação	EF	EF	GMM
IPC	0.134 (0.278)	0.223 (0.165)	0.126 (0.182)
D[IPC>1000]*(IPC-1000)	-0.333 (0.355)	-0.401* (0.206)	-0.291 (0.226)
Crescimento PIB		0.0818** (0.0396)	-0.00340 (0.0442)
PIB per capita		-0.000247 (0.000254)	-3.26e-05 (0.000599)
PIB per capita ²		1.32e-09 (3.12e-09)	-6.17e-09 (6.49e-09)
Comércio (% PIB)		-0.0188 (0.0123)	0.0140 (0.0167)
Crescimento Populacional (%)		0.868 (0.606)	0.0599 (0.429)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00633 (0.0104)	-0.0185 (0.0253)
Gini _{t-1}			0.115 (0.210)
IPC+D[IPC>1000]*(IPC-1000)	-0.199	-0.178	-0.166
(valor p)	0.057	0.017	0.001
Número de instrumentos	-	-	82
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.39
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

Tabela 4 - Modelos com dummies de inclinação e quebras em 100% e 1000% sob exogeneidade da inflação.

	1	2	3
Método de estimação	EF	EF	GMM
IPC	0.409** (0.186)	0.411*** (0.138)	0.187 (0.381)
D[100<IPC<1000]*(IPC-100)	-0.840*** (0.243)	-0.561* (0.290)	-0.245 (1.375)
D[IPC>1000]*(IPC-1000)	-0.697*** (0.236)	-0.658*** (0.166)	-0.378 (0.501)
Crescimento PIB		0.0668* (0.0338)	0.00844 (0.0646)
PIB per capita		-0.000174 (0.000254)	6.96e-05 (0.000594)
PIB per capita ²		5.04e-10 (3.13e-09)	-7.09e-09 (7.36e-09)
Comércio (% PIB)		-0.0187 (0.0126)	0.0185 (0.0176)
Crescimento Populacional (%)		0.766 (0.593)	0.0327 (0.422)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00467 (0.0104)	-0.0206 (0.0255)
Gini _{t-1}			0.171 (0.208)
IPC+D[100<IPC<1000]*(IPC-100)	-0.432	-0.150	-0.058
(valor p)	0.26	0.63	0.96
IPC+D[IPC>1000]*(IPC-1000)	-0.288	-0.247	-0.191
(valor p)	0.00	0.00	0.11
Número de instrumentos	-	-	83
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.34
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

Tabela 5 - Modelos com dummies de inclinação e quebra na mediana sob exogeneidade da inflação.

	1	2	3
Método de estimação	EF	EF	GMM
IPC	-21.31*** (5.932)	-20.27*** (5.699)	0.180 (22.67)
D[p>50]*(IPC-0.044)	21.21*** (5.939)	20.19*** (5.719)	-0.303 (22.66)
Crescimento PIB		0.0523 (0.0353)	-0.0598 (0.0541)
PIB per capita		-0.000296 (0.000254)	0.000396 (0.000527)
PIB per capita ²		2.06e-09 (3.01e-09)	-8.93e-09 (6.78e-09)
Comércio (% PIB)		-0.00954 (0.0106)	0.0141 (0.0216)
Crescimento Populacional (%)		1.005 (0.632)	0.134 (0.409)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00682 (0.0103)	-0.0360* (0.0187)
Gini _{t-1}			0.129 (0.213)
IPC+D[p>50]*(IPC-0.044)	-0.102	-0.077	-0.123
(valor p)	0.15	0.25	0.00
Número de instrumentos	-	-	82
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.985
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.

Tabela 6 - Modelos com dummies de inclinação e quebra no terceiro quartil sob exogeneidade da inflação.

	1	2	3
Método de estimação	EF	EF	GMM
IPC	-10.94** (4.402)	-9.494** (4.369)	6.045 (10.86)
D[p>75]*(IPC-0.100)	10.84** (4.389)	9.420** (4.372)	-6.157 (10.85)
Crescimento PIB		0.0514 (0.0351)	0.0127 (0.0858)
PIB per capita		-0.000319 (0.000258)	0.000132 (0.000684)
PIB per capita ²		2.51e-09 (3.02e-09)	-8.20e-09 (9.10e-09)
Comércio (% PIB)		-0.00937 (0.0103)	0.0165 (0.0186)
Crescimento Populacional (%)		0.999 (0.630)	0.103 (0.448)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00764 (0.0107)	-0.0296 (0.0188)
Gini _{t-1}			0.0908 (0.177)
IPC+D[p>75]*(IPC-0.100)	-0.098	-0.074	-0.112
(valor p)	0.17	0.28	0.00
Número de instrumentos	-	-	82
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.34
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.

Tabela 7 - Modelos com dummies de inclinação e quebra no último decil sob exogeneidade da inflação.

	1	2	3
Método de estimação	EF	EF	GMM
IPC	-4.058 (2.835)	-3.703 (2.896)	4.234 (5.320)
D[p>90]*(IPC-0.281)	3.970 (2.823)	3.635 (2.889)	-4.351 (5.317)
Crescimento PIB		0.0463 (0.0361)	-0.0378 (0.0724)
PIB per capita		-0.000300 (0.000251)	0.000434 (0.000676)
PIB per capita ²		2.49e-09 (2.87e-09)	-1.04e-08 (9.79e-09)
Comércio (% PIB)		-0.00948 (0.0104)	0.00784 (0.0179)
Crescimento Populacional (%)		1.026 (0.630)	0.0604 (0.441)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00761 (0.0111)	-0.0368** (0.0163)
Gini _{t-1}			0.149 (0.191)
IPC+D[p>90]*(IPC-0.281)	-0.088	-0.068	-0.117
(valor p)	0.23	0.32	0.00
Número de instrumentos	-	-	82
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.901
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

Tabela 8 - Modelos com dummies de inclinação e quebras na mediana e no terceiro quartil sob exogeneidade da inflação.

	1	3	6
Método de estimação	EF	EF	GMM
IPC	-12.56** (4.779)	-12.14** (4.815)	1.629 (10.32)
D[p>50]*(IPC-0.044)	9.009 (8.791)	14.20* (8.442)	3.382 (12.84)
D[p>75]*(IPC-0.100)	12.46** (4.765)	12.07** (4.815)	-1.750 (10.32)
Crescimento PIB		0.0503 (0.0347)	-0.0299 (0.0940)
PIB per capita		-0.000332 (0.000256)	0.000324 (0.000695)
PIB per capita ²		2.89e-09 (2.94e-09)	-9.86e-09 (9.77e-09)
Comércio (% PIB)		-0.00993 (0.00982)	0.0204 (0.0166)
Crescimento Populacional (%)		1.018 (0.621)	0.0697 (0.377)
Crédito doméstico ao setor privado (% PIB)		0.00742 (0.0109)	-0.0279 (0.0185)
Gini _{t-1}			0.180 (0.216)
IPC+D[p>50]*(IPC-0.044)	-3.546	2.059	5.011
(valor p)	0.667	0.787	0.739
IPC+D[p>75]*(IPC-0.100)	-0.094	-0.069	-0.121
(valor p)	0.19	0.31	0.00
Número de instrumentos	-	-	83
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.779
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

Apêndice 2

Tabela 1 - Estimativas por *System GMM* de um passo considerando as variáveis explicativas exógenas (colunas 1 e 2), predeterminadas (colunas 3 e 4) ou endógenas (colunas 5 e 6).

	1	2	3	4	5	6
Método de estimação	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
PIB per capita	0.0288 (0.779)	-0.268 (0.717)	-0.250 (0.329)	-0.179 (0.499)	-0.779*** (0.228)	-1.700*** (0.361)
Gini	0.234** (0.109)	0.143 (0.122)	0.143 (0.154)	0.0282 (0.123)	0.350 (0.342)	0.585** (0.255)
polity2	7.642 (5.481)	3.883 (6.863)	4.692 (6.155)	-0.386 (5.846)	16.86 (15.16)	28.87** (11.94)
Gini*polity2	-0.268** (0.123)	-0.158 (0.146)	-0.176 (0.160)	-0.0319 (0.141)	-0.418 (0.382)	-0.600** (0.279)
Crescimento pop.		-0.522** (0.265)		-0.562 (0.416)		-0.935** (0.409)
Governo		0.115 (0.0908)		0.0144 (0.100)		-0.0649 (0.110)
Comércio		0.0106 (0.00707)		0.0126* (0.00739)		0.00612 (0.00795)
IPC		-0.00103 (0.000903)		-0.000532 (0.000721)		0.00256 (0.00196)
Educação		-0.515 (0.319)		-0.341 (0.354)		0.517** (0.244)
Constante	-4.892 (6.788)	2.426 (4.754)	0.835 (6.584)	6.170 (5.542)	-5.499 (13.25)	-11.81 (10.10)
Significância conjunta de polity2 e Gini*polity2 (valor p)	0.01	0.02	0.14	0.39	0.54	0.03
Número de instrumentos	28	33	65	98	48	65
Teste AR(2) (valor p)	0.75	0.99	0.71	0.97	0.58	0.36
Teste J (valor p)	0.27	0.47	0.99	0.99	0.99	0.99
Observações	168	152	168	152	168	152
Número de países	76	71	76	71	76	71

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

Tabela 2 - Estimativas por efeito fixo e *System GMM* considerando as variáveis explicativas exógenas e usando FH.

	1	2	3	4
Método de estimação	GMM	GMM	GMM	GMM
PIB per capita	-	-	-0.0307	-0.272
	-	-	(1.473)	(1.094)
Gini	0.830***	0.286	0.199	0.114
	(0.273)	(0.263)	(0.183)	(0.134)
FH	28.99	5.011	8.817	5.463
	(19.70)	(15.54)	(11.89)	(8.818)
Gini*FH	-0.606	-0.178	-0.251	-0.159
	(0.367)	(0.296)	(0.232)	(0.173)
Crescimento pop.		-0.835		-0.288
		(1.041)		(0.266)
Governo		0.139		0.0745
		(0.292)		(0.105)
Comércio		0.0153		0.0124**
		(0.0201)		(0.00580)
IPC		-0.000537		-0.000416
		(0.000874)		(0.00113)
Educação		-0.546		-0.441
		(0.415)		(0.305)
Constante	-33.51**	-5.871	-4.491	1.460
	(15.31)	(11.39)	(9.237)	(6.919)
Significância conjunta de FH e Gini*FH (valor p)	0.18	0.30	0.15	0.30
Número de instrumentos	-	-	29	34
Teste AR(2) (valor p)	-	-	0.83	0.88
Teste J (valor p)	-	-	0.16	0.51
Observações	171	154	171	154
Número de países	78	72	78	72

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

Tabela 3 - Estimativas por *System GMM* considerando as variáveis explicativas predeterminadas ou endógenas usando FH.

	1	2	3	4
Método de estimação	GMM	GMM	GMM	GMM
PIB per capita	-1.193 (0.936)	-0.349 (0.716)	-0.189 (0.903)	-8.577* (5.194)
Gini	0.524*** (0.200)	0.0741 (0.158)	0.285 (0.210)	0.388 (0.752)
FH	27.37** (12.48)	3.908 (9.889)	20.23 (12.99)	-6.449 (27.47)
Gini*FH	-0.617** (0.251)	-0.108 (0.199)	-0.508* (0.296)	0.00391 (0.763)
Crescimento pop.		-0.246 (0.541)		-0.981 (2.593)
Governo		0.0401 (0.225)		-0.315 (0.409)
Comércio		0.0177 (0.0144)		0.202 (0.185)
IPC		-0.000343 (0.000819)		-0.00410 (0.00589)
Educação		-0.250 (0.395)		-0.745 (1.206)
Constante	-10.18 (7.257)	2.230 (5.004)	-8.935 (8.800)	127.4 (88.72)
Significância conjunta de FH e Gini*FH (valor p)	0.04	0.70	0.14	0.63
Número de instrumentos	74	101	54	66
Teste AR(2) (valor p)	0.9	0.79	0.51	0.18
Teste J (valor p)	0.99	0.99	0.99	0.99
Observações	171	154	171	154
Número de países	78	72	78	72

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