

**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

CLEITON ROBERTO DA FONSECA SILVA

**ENSAIOS SOBRE REDISTRIBUIÇÃO DE RENDA
NA AMÉRICA LATINA**

**JOÃO PESSOA/PB
2012**

CLEITON ROBERTO DA FONSECA SILVA

**ENSAIOS SOBRE REDISTRIBUIÇÃO DE RENDA
NA AMÉRICA LATINA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), em cumprimento às exigências para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Erik A. de Figueiredo

**JOÃO PESSOA/PB
2012**

S586e Silva, Cleiton Roberto da Fonseca.
Ensaio sobre redistribuição de renda na América Latina /
Cleiton Roberto da Fonseca Silva. -- João Pessoa, 2012.
60f. : il.
Orientador: Erik A. de Figueiredo
Dissertação (Mestrado) – UFPB/CCSA
1. Economia. 2. Redistribuição de renda – América Latina.
3. Teorias de justiça. 4. Tributação.

UFPB/BC

CDU: 33(043)

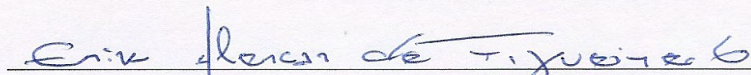
CLEITON ROBERTO DA FONSECA SILVA

ENSAIOS SOBRE REDISTRIBUIÇÃO DE RENDA NA AMÉRICA LATINA

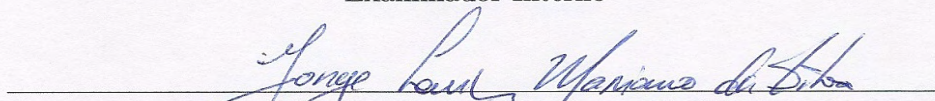
Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), em cumprimento às exigências para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Submetida à apreciação da banca examinadora, sendo aprovada em 29/03/2012

BANCA EXAMINADORA


Prof. Dr. Erik Alencar de Figueiredo
Departamento de Economia, PPGE/UFPB
Orientador


Prof. Dr. José Luís da Silva Netto Júnior
Departamento de Economia, PPGE/UFPB
Examinador Interno


Prof. Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva
Departamento de Economia, PPGE/UFRN
Examinador Externo

“Um teste de hipótese diz pura e simplesmente se há razões para rejeitá-la ou não. Normalmente as hipóteses são contra-parâmetros de modelos. Ou seja, um teste em Econometria nunca é suficiente para dizer que a teoria está certa. O que ele pode é dizer que a teoria está errada.”

Mario Henrique Simonsen

Resumo

Este estudo analisa a redistribuição de renda na América Latina a partir de dois ensaios. O primeiro modela as preferências redistributivas com foco especial no impacto das expectativas de mobilidade sobre a demanda por redistribuição. Os resultados sugerem demanda por autointeresse e por considerações de justiça baseadas na desigualdade de oportunidades. Revela-se ainda a importância da mobilidade passada e a rejeição da hipótese de mobilidade ascendente (POUM) de Benabou & Ok (2001). O segundo ensaio avalia o efeito das políticas de redistribuição sobre o nível de justiça *responsibility-sensitive* dos principais países latino-americanos. Para tanto, adota-se: i) o critério de justiça contido em Bossert (1995), Konow (1996) e Cappelen & Tungodden (2007) e; ii) a avaliação do mecanismo de redistribuição (política tributária) fornecido por Ooghe & Peich (2010). Os resultados indicam que o sistema de tributação não possui impacto significativo sobre os indicadores de injustiça latino-americanos. Isso pode ser explicado, entre outros fatores, pelo desenho fiscal implementado, que utiliza altas taxas associadas às variáveis de esforço e não diminui a desigualdade de oportunidades. Adicionalmente, como a redistribuição não equaliza diferenciais de oportunidades e eles constituem importante componente das preferências redistributivas, há uma crescente demanda por redistribuição que inicia um ciclo vicioso específico da região.

Palavras-Chave: Redistribuição de Renda, Teorias de Justiça, Desigualdade de Oportunidades.

Abstract

This study aims to analyse the income redistribution in Latin American Countries from two essays. The first modeling redistributive preferences with special focus on the impact of mobility expectations on the demand for redistribution. The results suggest demand for self-interest and for considerations of justice based on inequality of opportunity. Furthermore, the results indicate the importance of past mobility and rejection the prospect of upward mobility (POUM) hypothesis of Benabou & Ok (2001). The second study evaluates the effects of income redistribution policies on “responsibility-sensitive” fairness levels in major Latin American countries. In doing so, the following items are analyzed: i) the fairness rule described in Bossert (1995), Konow (1996), and Cappelen & Tungodden (2007) and; ii) the redistribution mechanism (taxation policy) proposed by Ooghe & Peich (2010). The results indicate that taxation does not have a significant effect on Latin American fairness indicators. This behavior can be explained, among other factors, by the fiscal design used, which utilizes high rates associated with the effort variables and fails to equalize unequal opportunities. Additionally, as the redistribution does not equalize differential of opportunities and this is an important component of the redistributive preferences, there is a growing demand for redistribution that starts a specific vicious cycle in Latin American countries.

Key-Words: Income Redistribution, Theories of Justice, Inequality of Opportunity.

Lista de Figuras

1	Gasto Social Vs Demanda por Redistribuição	48
2	Espectro Político Efetivo Vs Espectro Político Espontâneo . .	48
3	POUM Hypothesis	49
B.1	Decomposição das Taxas – Sem Controle.	54
B.2	Decomposição das Taxas – Controle Parcial.	54
1	Índice de Gini pré e pós-taxação.	55
2	CDF: Renda Justa e Rendimentos do Trabalho – Brasil (pretax). 56	
3	CDF: Renda Justa e Rendimentos do Trabalho – Brasil (postax). 56	
4	CDF: Renda Justa e Rendimentos do Trabalho – Argentina (pretax).	56
5	CDF: Renda Justa e Rendimentos do Trabalho – Argentina (postax).	56
6	Taxas Implícitas para Diferentes Conjuntos de Características. 57	

Lista de Tabelas

1	Demanda Redistributiva por Perspectiva de Mobilidade.	16
2	Percentual dos que Demandam por Redistribuição.	18
3	Preferências por Redistribuição na América Latina.	19
4	Probabilidade de Demandar por Redistribuição.	21
1	Equação de Rendimentos: Resultados para o Primeiro Estágio – Pretax	29
2	Níveis de Injustiça: S_ρ Entropia	31
3	Resultados para o Segundo Estágio	38
4	Testando a Hipótese Fraca: $H_0 : \sigma_{PN}^{x^*}/\sigma_{NN}^{x^*} < -1$	39
5	Medida de Justiça – Caso Akerlof	39
A.1	Preferências por Redistribuição. Variável dependente: D. por Redistribuição (I).	50
A.2	Preferências por Redistribuição. Variável dependente: D. por Redistribuição (II).	51
B.1	Estatísticas Descritivas	58
B.2	Análise de Robustez	59
B.3	Resultados para o Primeiro Estágio	60

Sumário

1	Introdução	9
2	Mobilidade Social e Demanda por Redistribuição na América Latina	10
2.1	Introdução	10
2.2	Demanda por Redistribuição	12
2.3	Análise Empírica	14
2.3.1	Dados	14
2.3.2	Resultados Preliminares	16
2.3.3	Regressões para a América Latina	18
2.4	Considerações Finais	22
3	Justiça e Redistribuição de Renda: Uma Análise Sobre o Sistema Tributário Latino-Americano	24
3.1	Introdução	24
3.2	Mensurando os Níveis de Justiça	26
3.2.1	Níveis Individuais de Justiça	27
3.2.2	Resultados	28
3.3	Taxação Justa e Eficiente	31
3.3.1	Modelo	32
3.3.1.1	Modelo Empírico	35
3.3.1.2	Resultados	37
3.4	Considerações Finais	40
4	Conclusão	42
	Referências	43
	Apêndice A	46
	Questionário	46
	Figuras	48
	Regressões para Países Selecionados	50
	Apêndice B	52
	Dados	52
	Figuras	55
	Tabelas	58

Introdução

O presente trabalho apresenta dois ensaios relacionados à redistribuição de renda na América Latina. Inicialmente, as preferências redistributivas são modeladas. O objetivo específico é estudar a relação entre mobilidade social e demanda por políticas públicas. A herança teórica gerada por Benabou & Ok (2001) relaciona a expectativa de ascensão social a uma menor demanda por redistribuição em um mecanismo cujo resultado é a tolerância à desigualdade, mesmo entre agentes com renda inferior à média. Teoricamente, quando essa relação se verifica, há um contexto favorável para uma redistribuição baixa acompanhada por incentivos pró esforço. Inequivocamente, os resultados não permitem aceitar essa hipótese para a América Latina.

Uma vez analisado o processo de demanda redistributiva, o segundo ensaio estuda o mecanismo de redistribuição efetivamente implementado considerando critérios de justiça *responsability-sensitive*. Em um primeiro momento, avalia-se a distância entre distribuições pré/pós-taxação e a norma de justiça através da medida de entropia desenvolvida por Granger et al (2004) visando inferir o impacto do sistema de redistribuição sobre os padrões de justiça. Adicionalmente, utiliza-se o modelo teórico de Ooghe & Peich (2010) que permite calcular uma medida objetiva de justiça associada ao desenho tributário. Os resultados revelam os altos níveis de injustiça presentes nas políticas redistributivas dos países latino-americanos. A rigor, nessa região, os desenhos mais justos são comparáveis aos mais injustos no conjunto de países da OCDE.

Os dois ensaios, que analisam a redistribuição sob enfoques complementares, permitem estabelecer uma fotografia da redistribuição de renda na América Latina. Eles foram alocados de maneira a representar, individualmente, um capítulo da dissertação. As referências estão em conjunto no final do trabalho e cada apêndice faz referência a um capítulo específico.

Mobilidade Social e Demanda por Redistribuição na América Latina ¹

2.1 Introdução

O que determina a demanda por redistribuição de renda nas diversas sociedades? Essa pergunta é especialmente importante por dois motivos: (1) ajuda a compreender por que o tamanho do governo é tão grande em alguns países e tão pequeno em outros; (2) se a tributação distorce incentivos, entender a demanda por redistribuição permite estabelecer mecanismos capazes de promover eficiência alocativa.

O primeiro ponto, em especial, é abordado por Alesina & Angeletos (2005) e Alesina & Glaeser (2004). Os autores argumentam que diferentes crenças quanto à determinação da concorrência social podem explicar as distintas políticas redistributivas entre os países. Assim, existem dois equilíbrios básicos. Onde o esforço é colocado como fonte principal dos diferenciais de renda, há uma menor demanda por redistribuição. Como redistribuição baixa vem acompanhada de poucos impostos, inicia-se um equilíbrio virtuoso que reúne baixa tributação, alto investimento e incentivos pró-esforço. É o que ocorre nos Estados Unidos. Na Europa, em contrapartida, acredita-se que grande parcela da renda é determinada pela sorte ou por fatores fora do controle dos agentes. Nesse caso, uma alta redistribuição é desejável. O equilíbrio, portanto, é caracterizado por forte tributação, baixo investimento e incentivos anti-esforço. Em suma, diferentes experiências históricas levam as sociedades para distintos estados estacionários onde diversas crenças sociais e cenários políticos se auto reproduzem (Alesina & La Ferrara, 2005).

Em linha com esses resultados, Corneo & Gruner (2002) demonstram que as preferências dos agentes em países ex-socialistas diferem daquelas relacionadas aos cidadãos ocidentais. Sendo assim, a atitude do indivíduo para com a redistribuição é vista como um reflexo do sistema de valores. Alesina & Fuchs (2007) utilizam o “experimento” de separação alemã para testar se existe um *feedback* da situação econômica para o regime de preferências individuais. Os resultados indicam que as preferências dos agentes são mais profundamente moldadas pelo regime político em que vivem.

¹Uma versão desse ensaio foi submetida à CEPAL Review.

O modelo básico utilizado como ponto de partida para esses estudos foi colocado por Meltzer & Richard (1981), que consideraram um contexto parcimonioso onde a única atividade do governo é a de redistribuição e taxaço em um ambiente com eleitores plenamente informados. Nesse caso, o tamanho do governo é determinado pela maximização do bem-estar individual de cada agente. A idéia geral é que os agentes com renda abaixo do eleitor mediano são mais propensos a mecanismos redistributivos.

De todo modo, mesmo do ponto de vista micro os resultados diferem, quer se considere renda atual, características individuais, variáveis de autointeresse ou diferentes concepções sobre mecanismos de justiça. Gavéria (2007) e Ravallion & Loshkin (2000), por exemplo, encontram diferenças significativas nas preferências redistributivas entre homens e mulheres, bem como entre os agentes com distintos níveis educacionais. Neustadt & Zweifel (2009) verificam uma relação positiva entre renda e demanda por redistribuição na Suíça, contradizendo o próprio modelo padrão de Meltzer & Richard (1981).

Dados da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL) mostram que o percentual do gasto público social como proporção do PIB cresceu de forma consistente nessa região.² É natural imaginar esse movimento como uma resposta às demandas sociais. Segundo dados do Latinobarômetro 2007, em média 78% da população na América Latina considera injusta a distribuição de renda em seus respectivos países, o que coloca a demanda por redistribuição como componente importante dessa demanda social (ver Figura 1, apêndice A).

Alguns países passaram por embates revolucionários de esquerda e a observação do tamanho do governo sugere um equilíbrio próximo do evidenciado nos países europeus. No entanto, será que a demanda por redistribuição é condizente com altos níveis de gastos governamentais? Se sim, por quê? A sociedade não acredita no potencial do esforço? Há uma demanda por autointeresse? Macroeconomicamente, países como Brasil e México passaram por um processo de abertura a partir da década de 1980 e é natural imaginar que esse movimento seja acompanhado por maior variabilidade de renda e demanda por proteção social frente à concorrência. Afinal, para a maioria dos agentes, espera-se que a redistribuição funcione como verdadeiro “seguro” frente à incerteza da renda futura.

Embora importante, estabelecer os determinantes da demanda por redistribuição não é um procedimento trivial. Em um primeiro momento, pode-se argumentar que os agentes defensores das medidas redistributivas são aqueles imediatamente beneficiados pelos mecanismos de redistribuição, seguindo uma lógica a la Meltzer & Richard (1981). Trabalhos como o de Fong (2001) demonstram que a questão não é tão simples. O ponto é que, em geral, as políticas redistributivas se mantêm estáveis ao longo do tempo. Nesse sentido, mesmo que se admita uma demanda por puro autointeresse, a incerteza associada

²No início dos anos 1990, 11,3% do PIB era alocado para gasto social, o que representava 44,9% do gasto público total. A dinâmica foi ascendente até registrar, em 2008-2009, 17,9% do PIB e 62,2% do gasto total, respectivamente. O gasto em seguridade e assistência social, especificamente, cresceu de 4,4% para 7,9% do PIB durante esse período.

a fatores como a mobilidade torna os efeitos da renda atual bastante difíceis de captar.

O pobre de hoje pode ser o rico de amanhã e vice-versa. As expectativas de futuras posições constituem ponto determinante (Alesina & La Ferrara, 2005). Em especial, é preciso considerar a perspectiva de mobilidade ascendente (prospect of upward mobility, POUM), fenômeno formalizado por Benabou & Ok (2001) e testado em diversos estudos empíricos. Em suma, argumenta-se que a massa de agentes com renda imediatamente abaixo da média pode se opor à redistribuição porque espera, racionalmente, estar acima da média no futuro. Corneo (2001), Corneo & Gruner (2002) e Alesina & La Ferrara (2005) concluem que a expectativa de mobilidade ascendente influencia a demanda por redistribuição nas diversas regiões analisadas. Será que o resultado se mantém para a América Latina? Conforme destaca Ravallion & Loshkin (2000), essa hipótese ajuda a explicar porque a desigualdade pode ser tolerada nos países em desenvolvimento. Portanto, é um ponto importante a ser analisado.

Dito isso, o objetivo desse ensaio é estudar a demanda por redistribuição na América Latina. Em especial, investigar o papel desempenhado pelas expectativas de mobilidade, expandindo os estudos presentes na literatura para uma região de grande interesse. Para isso, o artigo segue a seguinte divisão: a próxima seção apresenta uma discussão teórica relacionada aos estudos anteriores e que serve de ponto de partida. A terceira seção é empírica. Por fim, seguem as conclusões.

2.2 Demanda por Redistribuição

Conforme Ravallion & Loshkin (2000), suponha que a utilidade esperada seja a soma da utilidade atual, conhecida com certeza, e a renda futura esperada. Considere f como uma função “felicidade” duas vezes diferenciável, estritamente crescente e côncava em y ; H a distribuição da renda futura e x um vetor de características individuais que afeta a renda esperada, dada a renda atual. A utilidade sem redistribuição segue

$$u(x, y) = f(y, x) + \int f(\tilde{y}, x) dH(\tilde{y}, x).$$

A análise com redistribuição inclui incerteza sobre a taxa a ser imposta e sobre a renda futura. Admita que a taxa é dada por $\tau(y, x) + \mu$, onde μ é uma variável aleatória. A utilidade após a redistribuição, $v[y - \tau(y, x), x]$, toma a forma

$$\int f[y - \tau(y, x) - \mu, x] dG(\mu, x) + \int \int f(\tilde{y} - \tau(\tilde{y}, x) - \mu, x) dG(\mu, x) dH^*(\tilde{y}, x),$$

onde H^* é a função de distribuição acumulada da renda futura quando ocorre redistribuição. Note que, caso se espere que a redistribuição não altere a distribuição, $H = H^*$

e $u(y^*, x) = v(y^*, x)$. Nesse caso o agente é indiferente à proposta de redistribuição. Se a distribuição de renda futura (após a redistribuição) é preferida, então $u(y^*, x) < v(y^*, x)$. Assim, quem prefere a redistribuição tem ganho de utilidade dado por

$$g(y, x) = v[y - \tau(y, x), x] - u(y, x).$$

Como o trabalho empírico propõe descobrir porque alguns indivíduos apoiam a redistribuição e outros não, pode-se construir $R = 1[g(y, x) > 0]$, onde R é uma variável *dummy* que capta a preferência por redistribuição e $1[\cdot]$ é uma função indicadora. Assumindo que $g(y, x)$ é linear nos parâmetros e possui termo de erro normalmente distribuído, é possível estimá-lo a partir de uma abordagem com variável dependente dicotômica. Nesse caso, o modelo multivariado para o agente $j (= 1, \dots, n)$ é

$$g(y_j, x_j) = \alpha + \beta y_j + \pi x_j + \epsilon_j.$$

O vetor de características x é construído com base na discussão teórica. Em geral, incluem-se características individuais básicas. Teoricamente, a demanda por redistribuição pode se relacionar por diferentes canais. Alesina & La Ferrara (2005) exibem uma lista não exaustiva que inclui: renda atual, expectativa de renda futura, história pessoal de mobilidade, aversão ao risco, altruísmo e crença na existência de igualdade de oportunidades.

Renda atual e futura testam a demanda motivada por autointeresse. A aversão ao risco se deve ao fato de a redistribuição constituir um “seguro” frente à interteza para parte dos agentes. A crença na igualdade de oportunidades permite inferir se há um senso de justiça associado à demanda por redistribuição. As pessoas que não acreditam na plenitude da igualdade de oportunidades provavelmente vêem a redistribuição como forma de justiça social.

A mobilidade, especificamente, constitui um ponto de grande interesse que remete ao trabalho de Tocqueville (1835). Nas últimas décadas, o primeiro artigo seminal relacionando o comportamento redistributivo dos agentes à percepção de mobilidade se deve a Hirschman & Rothschild (1973). Em suma, os autores propõem que os agentes de renda alta mas que esperam sair em desvantagem no processo de mobilidade, demandam por redistribuição³. Benabou & Ok (2001) foram os primeiros a formalizar um modelo nesses termos, mas construíram uma hipótese no sentido oposto: os agentes presentes nos estratos inferiores de renda se opõem à redistribuição caso esperem que uma mobilidade de renda ascendente as coloquem em um estrato superior à média. “*Even people with income below average, it is said, will not support high tax rates because of the prospect of upward mobility: they take into account the fact that they, or their children, may move up in the*

³Hirschman & Rothschild (1973) chamaram esse comportamento de “efeito túnel” devido a uma analogia utilizada como exemplo.

income distribution and therefore be hurt by such policies” (Benabou & Ok (2001), pg 447).

A POUM hyphotesis, como ficou conhecida, está alicerçada em três pressupostos básicos: (i) a renda futura é uma função côncava da renda atual, (ii) os agentes não são excessivamente aversos ao risco e (iii) as políticas de redistribuição são estáveis e se mantêm ao longo do tempo. Conforme Neustadt & Zweifel (2009), uma formalização simplificada da proposta por Benabou & Ok (2001) pode ser discutida através de um exemplo com dois períodos. Admitindo o ponto (i), $y_{futura} = f(y_{atual})$ com $f''(y) = 0 \forall y \in [0, y^{max}]$. Sem perda de generalidade, os indivíduos com renda média hoje, μ_0 , auferem a mesma renda amanhã, $f(\mu_0)$. A concavidade da função implica que, com redistribuição, o ganho total dos pobres é menor que a perda total dos ricos, de forma que $\mu_1 < \mu_0$. Nesse contexto, os agentes com posição atual entre μ_1 e μ_0 e que esperam renda futura maior que a renda média, $\mu_i > \mu_1$, se opõem à redistribuição.

Para ficar mais claro, considere a formalização simples colocada por Alesina & La Ferrara (2005): um indivíduo i neutro ao risco possui renda pré-taxação e pós-taxação respectivamente dadas por y_{it} e y_{it}^d . Admita um modelo de dois períodos com taxaçoão linear *lump sum* igual τ . Seja $\bar{y}$ a renda média da comunidade (suposta constante em ambos os períodos), ignorando o desconto e admitindo $E(\cdot)$ como o valor esperado, a renda total disponível para o indivíduo i nos dois períodos segue

$$y_{i1}^d + E(y_{i1}^d) = (1 - \tau)(y_{i1} + E(y_{i2})) + 2\tau\bar{y} - \tau^2\bar{y}.$$

Maximizando essa expressão tem-se a taxa preferida:

$$\tau_i^* = 1 - \frac{1}{2\bar{y}}(y_{i1} + E(y_{i2})).$$

Ou seja, o nível de redistribuição ótimo é decrescente frente à renda atual e a renda futura esperada. No teste empírico, quando se inclui uma variável que capte a expectativa de mobilidade futura, a POUM implica que à expectativa de estar em um melhor estrato de renda está associada uma menor demanda por redistribuição.

2.3 Análise Empírica

2.3.1 Dados

As informações foram captadas no *survey* do Latinobarômetro 2007. Os dados estão disponíveis para 18 países da América Latina: Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Costa Rica, Chile, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicarágua, Paramá, Paraguai, Peru, Uruguai, Venezuela e República Dominicana. As perguntas utilizadas podem ser consultadas no apêndice A.

Alguns trabalhos, como Alesina & Angeletos (2005), utilizam o espectro político como *proxy* pra demanda por redistribuição através da pergunta: “Na política se fala normalmente em “esquerda” e “direita”. Em uma escala onde “0” é a esquerda e “10” é a direita, onde você estaria?” Nesse caso, a demanda por redistribuição é maior para aqueles que se caracterizam como esquerda.

Essa foi uma das variáveis empregadas por Gaviria (2007), que ainda utilizou perguntas relacionadas ao suporte à privatização e à economia de mercado como variável dependente em um modelo para a própria América Latina (1996-2000). O autor, no entanto, chama atenção para a diferença nos resultados quando se utiliza o espectro político como variável dependente.

Nesse contexto, visando analisar a consistência dessa pergunta espontânea, cruzou-se a resposta com aquelas referentes a temas de demarcação sobre o posicionamento político efetivo dos respondentes, utilizando pesos iguais para a opinião dos indivíduos sobre: (i) o papel da economia de mercado para o desenvolvimento; (ii) o papel da empresa privada para o desenvolvimento; (iii) o impacto do investimento privado sobre as oportunidades de trabalho; (iv) o impacto da livre concorrência sobre as oportunidades de trabalho; (v) o impacto do livre comércio internacional sobre as oportunidades de trabalho; (vi) o papel do estado na solução dos problemas da sociedade.

A variável foi formulada de modo que um maior valor para o parâmetro indica um posicionamento mais forte à esquerda. Assim, uma equivalência entre o espectro espontâneo e o efetivo seria evidenciada por uma relação negativa plenamente estabelecida na Figura 2, apêndice A. No entanto, percebe-se que não há correspondência entre o que as pessoas respondem e seu posicionamento político de fato. Sendo assim, não é recomendável utilizar o espectro político espontâneo como *proxy* pra demanda por redistribuição, já que sequer o próprio posicionamento político a variável consegue captar ⁴.

Outros estudos, como Fong (2001), utilizam perguntas sobre a necessidade de o governo restringir a renda dos ricos. Esse tipo de questionamento não está disponível no banco de dados utilizado. De qualquer forma, ele implica um mecanismo específico de redistribuição, e a resposta depende, em parte, da crença na capacidade do governo em realizar esse instrumento de transferência.

Assim, optou-se por utilizar duas perguntas como proxies para demanda por redistribuição. Ambas captam a percepção de justiça associada à distribuição de renda. Aqueles que consideram a distribuição de renda injusta/muito injusta, naturalmente demandam por redistribuição. Trata-se de um questionamento mais adequado em comparação àqueles relacionados à simples distribuição desigual. Afinal, o respondente pode perceber desigualdade, mas não demandar redistribuição por considerá-la justa.

⁴Não é objetivo desse artigo se aprofundar no tema. Embora específica, uma boa discussão sobre a dificuldade de se estabelecer identificação ideológica no Brasil é realizada por Ames & Smith (2010).

2.3.2 Resultados Preliminares

Como primeiro passo, é útil associar as variáveis de interesse. A Figura 3 (apêndice A) relaciona demanda por redistribuição e expectativa de mobilidade futura média nos países da América Latina. Na forma como a variável de mobilidade foi operacionalizada, ela funciona como medida de otimismo: é maior conforme a crença de que os filhos estarão melhor posicionados. Logo, a POUM preconiza um movimento inverso entre essas variáveis. No entanto, percebe-se uma relação direta: maior demanda por redistribuição justamente nos países onde, em média, se espera melhor posição para os filhos. O Brasil resume bem essa característica.

Considere informações detalhadas sobre a relação entre perspectivas de mobilidade e demanda por redistribuição. Para isso, a Tabela 1 apresenta a demanda por redistribuição para cada combinação entre estratos de renda do respondente (na horizontal), dos seus pais e dos seus filhos (ambos na vertical). O objetivo dessa estratégia é perceber o quanto varia a demanda por redistribuição de acordo com as perspectivas colocadas pelos indivíduos. Ou seja, a mobilidade realmente importa?

Tabela 1: Demanda Redistributiva por Perspectiva de Mobilidade.

		Renda Baixa	Renda Alta
Pais	Renda Baixa	80,57%	75,47%
	Renda Alta	84,06%	70,21%
Filhos	Renda Baixa	82,69%	70,58%
	Renda Alta	80,91%	70,51%

Nota: Renda Baixa = 1 a 4 e Renda Alta = 7 a 10.

Os dados indicam que sim. Nota-se que, pelos percentuais, os respondentes que demandam por redistribuição consideram a posição percebida dos pais e aquela esperada para os filhos. Entre os indivíduos que se colocam em um estrato de renda abaixo da média e que admitem seus pais nessa mesma posição, 80,57% demandam por redistribuição. Esse percentual é aproximadamente 4% maior quando os agentes inferem que seus pais estavam em um estrato superior de renda. Ou seja, mesmo entre aqueles que se consideram pobres hoje, a demanda por redistribuição é consistentemente diferente de acordo com a posição calculada para os pais. Uma queda no nível de renda intergeracional ocasiona uma maior demanda por redistribuição, indicando a importância da mobilidade passada. O caminho inverso também é verdadeiro: mesmo entre os agentes de renda alta, há diferenciação de acordo com o estrato colocado para os pais. Nesse caso, aqueles que consideraram os pais em um estrato inferior são mais receptivos aos mecanismos redistributivos.

A análise para os filhos dos respondentes segue caminho idêntico, mas não no estrato superior de renda. Entre os agentes que se consideram pobres, há uma diferenciação (embora pequena) de acordo com o estrato de renda calculado para os filhos. Quando se espera que os filhos ascendam socialmente, a demanda por redistribuição é menor. Esse resultado conta a favor da POUM na América Latina. No entanto, nota-se que não há diferenciação entre os respondentes que se consideram ricos. A demanda por redistribuição é praticamente a mesma, independente do estrato esperado para os filhos. Isso nega o “efeito túnel” de Hirschman & Rothschild (1973).

Em suma, esses resultados indicam que a mobilidade passada exerce mais força que expectativa de mobilidade futura, mesmo quando se controla o estrato de renda atual. Entre as combinações possíveis, a maior demanda por redistribuição se dá no grupo de renda baixa que percebe uma queda em relação aos pais. Nesse grupo, a demanda é maior até mesmo quando comparada àqueles que se julgam pobres e que esperam que essa condição se mantenha na próxima geração. Esse fato não é exatamente uma surpresa. Piketty (1995) já demonstrou que a experiência passada de mobilidade pode ter efeitos persistentes sobre atitudes de redistribuição da renda atual. Isso permite explicar, por exemplo, porque pessoas com mesmo nível de renda apresentam diferentes preferências por redistribuição. Empiricamente, isso implica que a mobilidade passada é um importante controle quando se estima o impacto da renda atual sobre preferências redistributivas.

Informações adicionais estão disponíveis na Tabela 2. Nela estão colocados os percentuais de respondentes que demandam por redistribuição segundo quatro categorias: (a) total; (b) esperam os filhos em um melhor estrato de renda (mobilidade futura > 0); (c) esperam os filhos em um pior estrato de renda (mobilidade futura < 0) e (d) estão em um estrato inferior e esperam que os filhos passem para um estrato superior ⁵.

Nesse ponto, é útil fazer uma ressalva. Alesina & Giuliano (2009) distinguem duas interpretações para a POUM. A primeira, mais fraca, no sentido de que a mobilidade social interage com as preferências redistributivas. Sob essa ótica, a análise anterior conta a favor da hipótese, ao menos para os respondentes com renda abaixo da média. No contexto da Tabela 2, exige-se apenas que (c) $>$ (a) $>$ (b). A segunda interpretação é a efetivamente colocada por Benabou & Ok (2001). Ela é mais rigorosa ao se basear em um contexto mais completo de racionalidade. A idéia é que os agentes raciocinam em termos de estrato médio: eles só deixam de demandar redistribuição caso passem para o estrato de renda superior futuramente. Nesse caso, parte dos agentes que esperam os filhos em melhor situação, mas não exatamente em um estrato superior, ainda demandam por redistribuição. Logo, no contexto da Tabela 2, (d) $<$ (b).

Em suma, os resultados demonstram que: (i) a demanda por redistribuição é maior entre os que esperam uma prole pior posicionada socialmente. Isso se verifica tanto na América Latina como um todo, quanto para a maioria dos países. Apenas Brasil, Costa

⁵Novamente, considerou-se 1 a 4 como estrato inferior e 7 a 10 como estrato superior

Rica, Chile, Honduras, Paramá e Paraguai fogem desse padrão. Logo, há suporte para a POUM no sentido de que a mobilidade influencia as preferências redistributivas; (ii) rigorosamente, não há suporte para a POUM. No agregado, a demanda por redistribuição no grupo (d) é maior que a própria demanda sem condicionantes (a).

Tabela 2: Percentual dos que Demandam por Redistribuição.

Região	Total (a)	Melhor estrato (b)	Pior estrato (c)	POUM (d)
América Latina	78,05	77,82	82,22	80,91
Argentina	89,64	89,82	94,59	83,96
Bolívia	68,59	66,46	77,33	60,46
Brasil	86,27	86,81	82,35	86,44
Colômbia	81,91	81,48	92,15	80,31
Costa Rica	70,43	68,60	69,11	72,50
Chile	90,97	91,18	87,87	93,06
Equador	77,39	74,53	82,08	80,64
El Salvador	72,58	71,56	85,84	74,07
Guatemala	75,40	73,60	77,58	74,19
Honduras	78,89	78,93	76,25	80,80
México	74,95	72,88	82,27	76,99
Nicarágua	69,68	68,92	71,42	77,55
Panamá	81,71	84,53	87,77	86,95
Paraguai	94,08	94,76	92,47	96,09
Peru	91,26	90,45	98,75	93,69
Uruguai	79,50	78,46	84,37	86,92
Venezuela	42,59	37,53	63,97	54,23
Rep. Dominicana	74,40	72,85	83,49	74,35

A rigor, Argentina, Bolívia e Colômbia apresentam o comportamento esperado. Na verdade, a Bolívia é um caso emblemático: 68,59% dos respondentes demandam por redistribuição. No entanto, o percentual é menor (66,46%) entre os que esperam melhor nível de renda para os filhos (b) e ainda mais baixo (60,46%) nas condições colocadas pela POUM (d). Ou seja, a POUM parece atuar nesse caso específico.

2.3.3 Regressões para a América Latina

Os resultados estão disponíveis na Tabela 3. As estimações consideraram um modelo logístico com erros padrões robustos para as duas *proxies* de demanda por redistribuição. Como as perguntas são parecidas, um resultado consistente deve coincidir para ambas as medidas. As características individuais utilizadas não se mostraram significativas. Não se pode argumentar, por exemplo, que as mulheres e os idosos apresentam maior demanda por redistribuição, conforme encontrou Ravallion & Loshkin (2000) utilizando dados russos. A variável de renda positiva e significativa representa demanda por autointeresse. Aqueles que consideram a renda insuficiente, demandam por redistribuição. No entanto,

esse resultado não se mantém para a segunda variável, o que corrobora as dificuldades discutidas anteriormente em captar o efeito do nível de renda sobre a variável dependente.

Tabela 3: Preferências por Redistribuição na América Latina.

	<i>D. por Redistribuição (I)</i>	<i>D. por Redistribuição (II)</i>
Constante	-0.3163* (0.1741)	-0.2955* (0.1780)
Carac. Individuais		
Feminino	0.0834 (0.0659)	-0.0405 (0.0653)
Idade	-0.0005 (0.0025)	0.0022 (0.0025)
Casado	0.0188 (0.0660)	0.0754 (0.0655)
Educação		
Básica	0.4414*** (0.1199)	0.1344 (0.1230)
Secundária	0.6359*** (0.1226)	0.4368*** (0.1264)
Superior	0.8220*** (0.1340)	0.5309*** (0.1369)
Auto-Interesse		
Renda atual	0.2304*** (0.0685)	0.0230 (0.0667)
Renda futura	0.8394*** (0.1051)	0.4578*** (0.0939)
Aversão ao risco	-0.1596** (0.0674)	-0.0733 (0.0664)
Percep. de Mobilidade		
Subjetiva	0.4870*** (0.0689)	0.3063*** (0.0677)
Passada	-0.0422** (0.0176)	-0.0407** (0.0178)
Futura	0.0227 (0.0172)	-0.0104 (0.0170)
Justiça		
D. de oportunidades	0.9726*** (0.0627)	1.4823*** (0.0638)
<i>Nº de observações</i>	5848	5911
<i>Pseudo R²</i>	0.0771	0.1047

Nota: Erro padrão entre parênteses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ e *** $p < 0.01$.

A demanda por autointeresse foi confirmada a partir da expectativa de renda futura. Os agentes que esperam estar em pior situação nos próximos doze meses apresentam maior demanda por redistribuição. Informações adicionais podem ser captadas analisando as variáveis de mobilidade subjetiva e de desigualdade de oportunidades. Em primeiro lugar, há maior demanda por parte dos que não acreditam no potencial do esforço: a variável de mobilidade subjetiva é positiva e bastante significativa. Esse resultado aproxima o caso

latino-americano daquele evidenciado para os europeus em Alesina & Angeletos (2005) e Alesina & Glaeser (2004). Em consonância com esse fato, os agentes que percebem uma desigualdade de oportunidades são mais sensíveis a mecanismos de redistribuição, confirmando o resultado encontrado por Gaviria (2007). Conclusão idêntica foi apresentada por Alesina & La Ferrara (2005) e Fong (2006) utilizando dados americanos.

Chama atenção a significância e o efeito do nível educacional sobre a demanda por redistribuição. Em suma, a preferência por redistribuição aumenta consistentemente com a educação, contradizendo o modelo de Meltzer & Richard (1981) e a maioria dos estudos empíricos. Talvez alguma variável correlacionada com a educação e negligenciada pelo modelo seja responsável por esse resultado. De qualquer forma, ele indica que a demanda por redistribuição se fortalece com o nível educacional ⁶.

A variável de mobilidade passada é negativa e significativa. O agente demanda redistribuição quando percebe uma queda em seu nível de vida em relação aos seus pais. Esse resultado era esperado, dadas as informações preliminares. Em suma, demonstra a importância da situação econômica em termos comparativos. Os indivíduos podem demandar por redistribuição mesmo que não estejam no estrato inferior do nível de renda. Basta que considere estar em pior situação quando comparado à geração anterior.

Note que essa variável constitui um importante controle para o teste da POUM. Quando não a incluímos, os agentes podem “não demandar” redistribuição por perceber uma melhora no nível de renda em relação a seus pais e não por esperar estar melhor futuramente. Alguns trabalhos, como Corneo & Gruner (2002), na falta de uma medida de expectativa futura, utilizam a mobilidade passada no teste da POUM. O argumento básico é que, em um contexto de pouca informação, onde os indivíduos não conhecem exatamente suas chances de ascensão social, a experiência passada de mobilidade poderia ser extrapolada para o futuro. Os resultados já discutidos, especialmente da tabela 1, indicam que essa não é uma suposição razoável. Na verdade, como a experiência de mobilidade é um importante determinante da demanda redistributiva, essa estratégia pode resultar em uma aceitação inadequada da hipótese.

Como esperado, os dados não corroboram a POUM Hypothesis para os países latino-americanos. Mesmo que não significativo, o parâmetro associado à mobilidade futura é positivo para a primeira variável, conforme a Figura 3 parecia indicar. Note que não há grande exigência: um parâmetro negativo e significativo indicaria uma menor demanda por redistribuição para os otimistas quanto à posição dos filhos, independente dos estratos de renda esperados. Convém lembrar que a POUM está atrelada a uma premissa especialmente importante: a de que as políticas de redistribuição persistem por longos períodos. A credibilidade dessa premissa pode ser quebrada basicamente em duas situações: (i) caso

⁶Explorar os motivos exatos desse efeito foge do escopo do ensaio. No entanto, admitindo a teoria da variável omitida e considerando a relação entre espectro político e demanda redistributiva, uma correlação positiva entre educação e “esquerdismo” poderia gerar esse resultado. Veja que isso implicaria forte sistema de perpetuação ideológica.

os agentes não acreditem na manutenção das políticas redistributivas. Nesse caso, não faz sentido se opor à redistribuição, mesmo que se espere ascender futuramente; (ii) caso os agentes raciocinem em termos de prazo mais curto que aquele exigido pela POUM. O ponto (i) é especialmente importante em contextos de instabilidade política. No mais, a expectativa de renda futura, que se mostrou significativa, considerou um prazo de tempo definido em doze meses. Esse resultado é um indicativo contra a premissa subjacente à POUM nos termos evidenciados pelo ponto (ii).

Interessante verificar o impacto marginal que as variáveis exercem sobre a probabilidade de demandar redistribuição. Essa informação está disponível na Tabela 4. *Ceteris Paribus*, aqueles que acreditam que a igualdade de oportunidades não está garantida tem aproximadamente 19,36% a mais em probabilidade de demandar por redistribuição em relação aos que percebem garantia na igualdade de oportunidades. Trata-se do maior efeito marginal em relação às variáveis significativas. Adicionalmente, as chances de demandar por redistribuição crescem junto com o grau de instrução.

Tabela 4: Probabilidade de Demandar por Redistribuição.

Variável	Probabilidade
Educação Básica	10,51%
Educação Secundária	14,39%
Educação Superior	17,43%
Renda atual	5,68%
Renda futura	17,68%
Mobilidade Subjetiva	11,48%
Desigualdade de Oportunidades	19,36%
Mobilidade Passada	-1,05%

Nota: Em relação ao grupo base.

Os que prevêem pior situação em doze meses possuem aproximadamente 17,68% a mais em probabilidade de demandar por redistribuição em relação aos que esperam estar em melhor situação. Para cada estrato que o respondente julga estar acima de seu pai, a probabilidade de demandar redistribuição cai aproximadamente 1%. Usando raciocínio idêntico, os efeitos marginais para as variáveis de mobilidade subjetiva e de renda são 11,48% e 5,68%, respectivamente.⁷

Isso indica que o senso de justiça pode promover impacto maior que as variáveis de autointeresse como renda atual e expectativa de renda futura, bem como em relação à crença no papel do esforço na definição da renda (sumarizada, nesse caso, pela mobilidade subjetiva). Nesse sentido, a diminuição da desigualdade de oportunidades não teria um efeito positivo apenas “per se”, mas também contribuiria para uma menor demanda por

⁷Utilizou-se $k(1 - k)\beta$, onde $k = e^{(\beta x)} / 1 + e^{(\beta x)}$ para o cálculo dos efeitos marginais. No caso das variáveis dicotômicas, $x = 1$. Considerou-se o parâmetro estimado para a primeira variável de demanda por redistribuição.

redistribuição, colaborando para interromper o ciclo vicioso formado por forte tributação, baixo investimento e incentivos anti esforço.

A regressão específica por países permite obter informações adicionais em relação à análise agregada. Os principais resultados estão disponíveis nas tabelas A.1 e A.2 ⁸. Inicialmente, requer atenção os parâmetros relacionados à percepção da desigualdade de oportunidades. Essa variável é significativa para a grande maioria dos países. Logo, definitivamente, a demanda por redistribuição na América Latina incorpora um senso de justiça. Em linhas gerais, os resultados não são tão elucidativos quando comparados ao agregado. Dificilmente eles coincidem para ambas as *proxies* utilizadas. No mais, para algumas variáveis anteriormente significativas, o resultado não se mantém em casos específicos. Em suma, as preferências por redistribuição variam de país para país. Conforme destaca Alesina & Giuliano (2009), diferenças religiosas, de cultura e de variabilidade macroeconômica podem explicar os resultados diversos.

Conforme evidência da análise preliminar, não se rejeita a POUM na Bolívia. Admitindo os resultados para ambas as variáveis, não podemos negá-la em El Salvador, Nicarágua, Peru e Venezuela. Embora não preencham perfeitamente os requisitos “rigorosos” da POUM na Tabela 2, são países onde se incorporam as expectativas de mobilidade futura na demanda por redistribuição ($c > a > b$).

2.4 Considerações Finais

Os dados sobre a evolução do gasto social e do tamanho do governo na América Latina instigam o debate sobre a demanda por redistribuição. Esse estudo investigou a formação de preferências redistributivas nessa região. Em parte, os resultados corroboram os evidenciados na literatura. A demanda por redistribuição na América Latina não responde a características individuais específicas, mas é determinada especialmente pelo nível educacional, por autointeresse e por um senso de justiça atrelado à crença na igualdade de oportunidades.

Uma queda percebida na desigualdade de oportunidades permite diminuir a demanda por redistribuição e ajuda a interromper o ciclo vicioso formado por forte tributação, baixo investimento e incentivos antiesforço. O esforço recompensado e o reconhecimento desse fato pelos agentes colaboram para distanciar o cenário latino-americano daquele evidenciado nos países europeus.

Adicionalmente, testou-se a hipótese de que a demanda por redistribuição é menor entre os agentes que esperam ascender socialmente. Ao contrário do evidenciado por Alesina & La Ferrara (2005), Ravallion & Lokshin (2000), e outros autores para diversas

⁸Foram disponibilizados os resultados para Argentina, Brasil e México por uma questão de representatividade. Nos outros, a POUM não é rejeitada. Os resultados para os demais países não apresentam informação sistemática de grande interesse. Assim, omitiu-se por uma questão de espaço. De todo modo, estão disponíveis para consulta sob demanda.

regiões, os latinos não incorporam o comportamento esperado por Benabou & Ok (2001). Os agentes não raciocinam em termos de renda média e demandam por redistribuição mesmo quando esperam que os filhos estejam em um estrato superior de renda.

Justiça e Redistribuição de Renda: Uma Análise Sobre o Sistema Tributário Latino-Americano ¹

3.1 Introdução

Embora a literatura recente aponte para uma relação direta entre distribuição da riqueza e eficiência econômica², raramente esse argumento é considerado pelos formuladores de políticas públicas. Normalmente, em sociedades democráticas, as políticas de redistribuição e de seguro social são formuladas visando atender o clamor ético por justiça, representado, na maioria das vezes, por uma distribuição de renda mais igualitária.

Uma síntese desse pensamento pode ser encontrada nos modelos tradicionais de tamanho ótimo do governo. Sob a influência do estudo seminal de Mirrlees (1971), passou-se a considerar que a redistribuição e o gasto social possuem uma relação direta com o nível de desigualdade de renda. Para Meltzer & Richard (1981), por exemplo, o planejador central maximiza a utilidade do eleitor mediano observando a assimetria da distribuição dos rendimentos. Sendo assim, quanto menor a renda do eleitor mediano em relação a do eleitor médio, maior será a política de redistribuição adotada (*selfish redistribution*).

Sob essa linha de raciocínio, a efetividade de uma política redistributiva³ poderia ser verificada a partir da comparação entre os níveis de desigualdade pré e pós incidência de impostos e transferências (a partir de agora *pretax* e *postax*). Essa avaliação é sintetizada na Figura 1 (apêndice B), onde estão plotados os índices de desigualdade de Gini *pretax*, em azul, e *postax*, em cinza, para um grupo de países selecionados⁴. O que se pode constatar é que o sistema de tributação e transferências governamentais reduz, de forma expressiva, os índices de concentração nos países desenvolvidos (40%, em média. De 47,6

¹Uma versão desse ensaio, sob o título “Fairness and Income Redistribution: an Analysis of the Latin American Tax System”, foi submetida ao Journal of Development Economics.

²Ver, entre outros, Galor & Zeira (1993) e Banerjee & Newman (1993).

³De agora em diante, a expressão “política redistributiva” sintetizará as ações governamentais relacionadas ao gastos social, transferências de renda e taxaço.

⁴Essas informações estão disponíveis no Latin American Economic Outlook 2009, pg. 122: <http://www.oecd.org>.

para 28,2). Já nas nações latino-americanas, o efeito é praticamente nulo.

Inicialmente pode-se concluir que, pelo menos nos países desenvolvidos, essas políticas públicas promovem um aumento na justiça social. Essa consideração assume que a norma social de justiça, utilizada como parâmetro no desenho da política redistributiva, é a igualdade estrita. No entanto, desenvolvimentos recentes indicam que as percepções sobre a composição da desigualdade são muito mais relevantes para a tomada de decisão do planejador central do que o nível de concentração dos rendimentos.

Para tornar esse raciocínio mais claro, considere que os resultados individuais são determinados por fatores de “responsabilidade” e de “não responsabilidade” (Roemer, 1998). Em outras palavras, parte da renda individual é considerada como resultado do esforço, que pode ser representado pelo investimento em capital humano, decisão de migrar e horas trabalhadas semanalmente. Ou seja, variáveis de responsabilidade. A outra parte é condicionada às circunstâncias, tal como *background* familiar, raça, sexo, região de nascimento, entre outras.

Diante disso, assumamos que somente as desigualdades relacionadas às variáveis de circunstâncias, ou de não responsabilidade, são socialmente indesejáveis. Perante esses argumentos, a norma igualitária é colocada em segundo plano, fazendo emergir conceitos de justiça “*responsibility-sensitive*”⁵. O princípio *responsibility-sensitive* afirma que as políticas econômicas e sociais devem interferir apenas na desigualdade oriunda das circunstâncias, deixando os indivíduos arcarem com as consequências de decisões de natureza individual.

De fato, como demonstrado em Alesina & Angeletos (2005) e Benabou & Tirole (2006), o tamanho da ação social do governo não depende somente do nível de desigualdade, como sugerem os modelos de Mirrlees (1971) e Meltzer & Richard (1981), mas também de sua composição. Em resumo, assim como sugerido por Roemer (1998), supõe-se que a desigualdade pode ser decomposta em fatores de esforço e circunstâncias (sorte), de tal forma que as políticas de redistribuição serão maiores quanto maior a crença social de que a renda é fruto de sorte.

Nesse sentido, a comparação dos índices de Gini *pretax* e *postax* (Figura 1) não indica, necessariamente, que as políticas redistributivas são mais ou menos justas. Ou seja, no caso dos países desenvolvidos, é possível que a redução da desigualdade observada após a intervenção do governo preserve ou, até mesmo, aumente o nível de injustiça.

Uma avaliação sobre a estrutura redistributiva dos países desenvolvidos em termos de justiça é fornecido em Ooghe & Peich (2010). Tais autores consideram que, em nações onde o esforço é colocado como peça fundamental na definição da renda individual, a visão da desigualdade (e, portanto, o desenho redistributivo estabelecido) é diferente em relação aos países onde se acredita que a sorte desempenha grande papel. Com isso,

⁵Na verdade, nem mesmo os igualitários modernos, como Rawls (1971), Dworkin (1981) e Arneson (1989) tomam a igualdade estrita como referência.

torna-se possível identificar grupos de países bem definidos em relação à tributação justa.

O caso dos países latino-americanos é emblemático, pois a redistribuição não afeta, nem mesmo, a concentração dos rendimentos. Logo, ela pode ser injusta tanto sob o conceito da igualdade estrita quanto por um critério *responsibility-sensitive*. Alguns estudos já investigaram, direta ou indiretamente, os níveis de concentração de renda justa e injusta nesses países⁶. Porém, pouca atenção é dada ao papel do desenho das políticas redistributivas na promoção de uma situação mais justa. O que se dispõe são de estudos que investigam o desempenho da política fiscal sobre os índices de concentração tradicionais (cf. Goñi et al., 2008).

Diante disso, este estudo avalia o impacto das políticas de redistribuição sobre o nível de justiça *responsibility-sensitive* dos principais países latino-americanos. A investigação contempla Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Uruguai. Para tanto, a análise segue o seguinte cronograma:

- 1) calculam-se os indicadores de injustiça *pretax* e *postax* para cada país.
- 2) avalia-se o desenho da política fiscal a partir de um mecanismo que considera as heterogeneidades individuais de esforço e circunstâncias.

Para atender ao primeiro item, adota-se o critério de justiça contido em Bossert (1995), Konow (1996), and Cappelen & Tungodden (2007). A avaliação do mecanismo de redistribuição, item 2, segue o modelo teórico de Ooghe & Peich (2010). Essa abordagem considera a proposta do igualitarismo moderno, admitindo que a renda dos agentes resulta tanto de fatores que fogem do controle dos indivíduos, quanto de fatores sob controle parcial⁷.

Por fim, o ensaio está dividido em dois blocos. Cada um possui uma seção teórica e uma empírica. A seção 3.2 apresenta os resultados referentes às medidas de justiça pre- e postax. A seção 3.3 avalia a política fiscal dos países selecionados. A 3.4 conclui o estudo.

3.2 Mensurando os Níveis de Justiça

A captação dos níveis de (in)justiça dos países será realizada em duas etapas. A primeira, subseção 3.2.1, estabelece uma norma de justiça individual, z_i , baseada em critérios de responsabilidade. Em seguida, as normas calculadas para cada país serão comparadas com a distribuição de renda vigente (subseção 3.2.2).

A análise empírica considerará dois conceitos de renda: *pretax* e *postax*. Diante disso, a subseção 3.2.2 responderá duas perguntas fundamentais para o estudo: **1) quanto**

⁶Uma importante referência pode ser encontrada em Barros et al. (2009).

⁷A consideração das variáveis sob controle parcial constitui uma generalização do conceito proposto por Roemer (1998). Maiores detalhes na seção 3.3.

distantes da distribuição justa estão os países?; 2) o sistema de redistribuição destes países permite uma diminuição da distância entre a renda observada e o critério de justiça?

3.2.1 Níveis Individuais de Justiça

Considere uma sociedade A , contendo $N = \{1, \dots, n\}$ indivíduos. Cada indivíduo $i \in A$ é caracterizado por um par (y_i^A, z_i^A) , onde y_i^A é a renda observada e z_i^A é a renda justa. Tendo em mente uma sociedade igualitária, o parâmetro de justiça será $z_i^A = \mu(A)$, com $\mu(A) = n^{-1} \sum_i y_i^A$. Em outras palavras, os desvios da renda observada em relação à renda média da distribuição, $u_i^A = y_i^A - z_i^A$, serão considerados injustos.

Como já ressaltado, o principal problema desse critério é que ele não leva em conta as diferenças de mérito entre os indivíduos, dado que a renda média é tomada como uma norma única. Nesse sentido, poder-se-ia cometer uma série de injustiças, i.e., duas pessoas podem ter níveis de renda diferenciados por conta de um maior esforço de uma delas.

Diante dessa limitação, propõe-se a substituição das medidas tradicionais de desigualdade por indicadores baseados em critérios *responsibility-sensitive*. Para tanto, faz-se necessária a substituição da norma de justiça baseada na perfeita igualdade. O passo inicial é considerar que o resultado econômico de cada agente i é fruto de fatores de responsabilidade, x_i^R , e de não responsabilidade, x_i^{NR} , ou seja: $y_i = f(x_i^R, x_i^{NR})$.

Seguindo Bossert (1995), Konow (1996), e Cappelen & Tungodden (2007), assume-se que cada agente i possui um nível de merecimento (ou afirmação). Esse padrão é determinado pela média de uma distribuição de renda hipotética onde todos os demais indivíduos da sociedade possuem um nível de responsabilidade igual ao de i .

A função que definirá a afirmação do indivíduo i , $g(x_i^R, \cdot)$, é determinada por:

$$g(x_i^R, \cdot) = \frac{1}{n} \sum_j f(x_i^R, x_j^{NR}).$$

Assim, a norma justa será:

$$z_i = \frac{g(x_i^R, \cdot)}{\sum_j g(x_j^R, \cdot)} \sum_i y_i. \quad [2.1]$$

Note que (2.1) fixa os fatores de não responsabilidade, mensurando a razão do esforço do indivíduo i em relação ao esforço dos demais componentes da sociedade. Com isso, z_i refletirá a porção da renda total que o indivíduo i deveria auferir, dado o seu nível proporcional de esforço.

Sob o ponto de vista empírico, $f(x_i^R, x_i^{NR})$ pode ser estimada a partir da especificação log-linear:

$$\log y_i = \beta x_i^R + \gamma x_i^{NR} + \epsilon_i. \quad [2.2]$$

Contudo, deve-se fazer algumas ressalvas referentes a (2.2). Em primeiro lugar, nem sempre é possível dispor de variáveis de não responsabilidade, em especial, informações sobre o *background* familiar. Por conta disso, o termo de erro (ϵ_i) que, teoricamente, representaria a sorte bruta, passa a absorver tanto os fatores de responsabilidade quanto os de não responsabilidade.

Diante disso, Devooght (2008) adota um critério normativo onde ϵ_i é incluído no grupo de variáveis de compensação (x_i^{NR}). Para tanto, substitui (2.2) em (2.1), obtendo:

$$z_i = \frac{\exp(\beta x_i^R)}{\sum_j \exp(\beta x_j^R)} \sum_j y_j. \quad [2.3]$$

O parâmetro (2.3) é construído com base na seguinte visão de justiça: definem-se os grupos populacionais de acordo com suas variáveis de responsabilidade, considerando injusta toda a desigualdade intra-grupos. Ou seja, caso se considere as horas trabalhadas como única variável de responsabilidade, x_i^R , todos os indivíduos que trabalharem o mesmo número de horas devem receber o mesmo nível de renda. Fora desse padrão, toda a desigualdade de renda será injusta (c.f. Devooght (2008), Almås (2008), e Almås et al. (2010)).

Outro problema relevante diz respeito a como determinar os fatores que estão dentro e fora do âmbito da responsabilidade individual. De acordo com Roemer (1998), a divisão entre variáveis de compensação e responsabilidade não é clara em alguns casos. Regra geral, admite-se apenas os extremos: ou a característica está sob total controle dos agentes, ou não há controle algum. Para contornar esse problema, assim como em Almås et al. (2010), serão adotados testes de robustez avaliando os resultados das medidas de distância diante de diferentes conjuntos de variáveis de responsabilidade (x_i^R).⁸

3.2.2 Resultados

Como já destacado, o objetivo desta subseção é mensurar a distância entre a renda observada e a norma justa. Serão considerados dois conceitos de renda, a pretax e a postax. Cada conceito de renda possuirá uma norma de justiça. O ponto de partida para a criação da norma (2.3) é a estimação da equação de rendimentos (2.2). Dada a ausência de variáveis x_i^{NR} , este procedimento contará com duas etapas. Na primeira, (2.2) é inferida apenas com variáveis x_i^R e, em seguida, utilizam-se os valores dos parâmetros e os resíduos na construção do indicador (2.3).

⁸Os resultados da seção 3.3 não apresentam esse problema uma vez que se baseiam no conceito de responsabilidade parcial (cf. Ooghe (2010)).

O conjunto de variáveis de responsabilidade será: a) os anos de estudo do indivíduo; b) as horas trabalhadas por semana e; c) uma *proxie* para experiência construída a partir das informações sobre a idade dos indivíduos. A variável dependente será o logaritmo da renda pessoal real de todos os trabalhos, pre e postax. As fontes dos dados, bem como informações detalhadas sobre as variáveis, estão sintetizadas no Apêndice B.

Algumas estatísticas descritivas para esse conjunto de dados estão apresentadas na Tabela B.1. Grosso modo, observa-se que as amostras para os países são compostas, em sua maioria, por pessoas empregadas, casadas, do sexo masculino e que trabalham mais de 30 horas semanais. A maioria é jovem ($\text{Idade}_1 + \text{Idade}_2 > 50\%$) e possui baixa qualificação ($E_1 + E_2 > 50\%$).

Os resultados da primeira etapa da estimação de (2.2), apenas para a renda pretax, estão dispostos na Tabela 1.⁹ Via de regra, os parâmetros relacionados às horas trabalhadas e à educação são significativos. Convém ressaltar que a importância das variáveis não observáveis é maior para o Brasil, uma vez que o R^2 -ajustado é de aproximadamente 9%. Tal comportamento possui várias interpretações. Pode-se dizer que, como a construção da norma para a justiça considera que os fatores não observáveis (termo de erro) são as variáveis de não responsabilidade, um pequeno R^2 -ajustado implica que esses fatores possuem um maior peso sobre os rendimentos brasileiros quando comparado aos demais países, em especial a Argentina (R^2 -ajustado=27%). Em outras palavras, no Brasil a renda pretax depende muito mais de variáveis relacionadas à origem, cor e *background* familiar do que de fatores que envolvem o esforço. Uma explicação alternativa é considerar que a qualidade da educação, principal variável explicativa, é mais baixa no Brasil em relação aos demais países.

Tabela 1: Equação de Rendimentos: Resultados para o Primeiro Estágio – Pretax

Variáveis	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Uruguai
Horas	0.0144*	0.0040*	0.0130*	0.0125*	0.0039*	0.0127*
Idade ₁	0.0069	-0.4742*	0.5463	0.2107*	0.1594*	0.1820*
Idade ₂	0.0961	-0.2873*	0.7239*	0.6528*	0.2942*	0.2459*
Idade ₃	0.1937	-0.1043*	0.6722*	0.1867*	0.4098*	0.1674*
Idade ₄	0.2324*	-0.0469	0.6477	0.6546	0.3523*	-0.5632
Idade ₅	0.0516	0.0069	0.3641	0.4319	0.1111*	-0.0284
E_1	-0.9061*	-0.3016*	-0.8826*	-0.4504*	-1.0865*	-0.9342*
E_2	-0.5546*	-0.0142*	-0.8084*	-0.4985*	-0.9854*	-0.6532*
E_3	-0.4161*	0.2572*	-0.4010*	-0.5468*	-0.4821*	-0.4563*
Constant	6.5027*	7.5385*	11.5451*	10.2306*	8.1816*	10.9834*
R^2 Ajustado	0.2732	0.0921	0.1325	0.1325	0.1430	0.1278

Nota: * $p < 0.10$.

⁹Os demais resultados serão omitidos por restrição de espaço.

A comparação das normas de justiça com as rendas observadas, pretax e postax, constitui o ponto central desta subseção. Afinal, o quão distantes estão essas distribuições? O sistema de redistribuição desses países permite uma diminuição da distância entre o que é observado e o que é justo?

As Figuras 2 a 5 (apêndice B) apresentam as primeiras respostas para esses questionamentos. Nelas se observam as Funções de Distribuições Acumuladas (CDF's) para o logaritmo da renda observada (pretax e postax) e as suas respectivas normas de justiça. Por restrição de espaço, só são expostos os resultados para Argentina e Brasil. A análise visual indica que não há uma alteração expressiva na distância entre as distribuições das rendas observadas (pretax e postax) e as normas de justiça.

A quantificação formal das distâncias entre essas distribuições será efetuada a partir da medida de “metric entropy” desenvolvida por Granger et al. (2004). Esse indicador é normalizado entre 0 e 1, onde 0 sinaliza que as distribuições são idênticas. Maasoumi et al. (2007) destacam a adequação deste instrumental à avaliação de distâncias entre distribuições e à verificação do “goodness of fit” em modelos de regressão não lineares. No que se refere à aplicação em estudos relacionados à distribuição de renda há, pelo menos, uma vantagem em relação às medidas de distância propostas por Cowell (1980). Qual seja: a possibilidade de se estabelecer a significância estatística das distâncias a partir de métodos de simulação não paramétricos.

Sendo assim, a análise seguirá o seguinte cronograma: 1) calcula-se as distâncias entre as rendas pretax/postax e as suas respectivas normas de justiça a partir da entropia

$$S_\rho = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} \left[\sqrt{f(y)} - \sqrt{g(y)} \right]^2 dy,$$

onde $f(y)$ e $g(y)$ são as densidades marginais da renda observada e da renda justa, respectivamente; 2) verifica-se a significância estatística das distâncias adotando um teste de hipótese, onde $H_0 : S_\rho = 0$ e; 3) após o cálculo das distâncias entre os dois conceitos de renda e as normas justas, repete-se o procedimento comparando as normas de justiça pretax e postax. Assim, pode-se observar se o sistema de redistribuição altera de forma significativa os padrões de justiça da sociedade.

A inferência dos indicadores de distância está sumarizada na Tabela 2.¹⁰ Na comparação entre os países, Colômbia e Brasil são os que apresentam a maior distância entre as rendas observada e justa. No que se refere a análise dos resultados pre e postax, que fornecem um indicativo do impacto das políticas de redistribuição, a maior redução do indicador S_ρ é registrada no Chile (cerca de 3%), seguida pela Argentina e o Uruguai.

¹⁰As medidas de entropia são calculadas da seguinte forma: i) computa-se a densidade condicionada de Rosenblatt-Parzen via cross-validation; ii) gera-se um grid restrito ao intervalo $[-0.25, 0.25]$ com 501 pontos; iii) avalia-se o estimador kernel de Rosenblatt-Parzen neste grid; iv) calcula-se as entropias com base nas etapas anteriores. Os testes de hipóteses são calculados a partir de simulação de bootstrap com 999 réplicas.

Todas as distâncias são significativas a 1%, o que indica que as diferenças registradas nas Figuras 2 a 5 são, de fato, expressivas.

Tabela 2: Níveis de Injustiça: S_ρ Entropia

	Pretax		Postax		z_i^{Pre} e z_i^{Pos}	
	S_ρ	p -value	S_ρ	p -value	S_ρ	p -value
Argentina	0.1348	0.0000	0.1311	0.0000	0.0047	0.1623
Brasil	0.3245	0.0000	0.3151	0.0000	0.0014	0.2409
Chile	0.2989	0.0000	0.2933	0.0000	0.0001	0.6485
Colômbia	0.3456	0.0000	0.3398	0.0000	0.0065	0.1482
México	0.1256	0.0000	0.1213	0.0000	0.0032	0.1529
Uruguai	0.1209	0.0000	0.1176	0.0000	0.0049	0.1632

Contudo, ao comparar as distâncias entre as normas de justiça pretax e postax, observa-se que não há diferença significativa em nenhum dos países. Esse resultado informa que as políticas de redistribuição não reduzem a injustiça para o grupo de países investigados.

Para verificar a robustez dos resultados, adotam-se duas estruturas para o conjunto de variáveis de responsabilidade. Este procedimento, sugerido por Almås et al. (2010), serve para medir a sensibilidade dos resultados diante de diferentes conjuntos de variáveis de responsabilidade. Sendo assim, além dos resultados contendo todas as variáveis (Tabela 1), consideram-se dois conjuntos de variáveis (x_i^R): a) Unfair1, com apenas a variável horas trabalhadas; b) Unfair2, com horas de trabalho e idade. Os números estão dispostos na Tabela B.2.

Os resultados indicam que o conjunto de responsabilidade não afeta, de forma expressiva, aqueles obtidos na Tabela 2. Nota-se que: a) a Colômbia e o Brasil continuam apresentando as maiores distâncias; b) o mecanismo de redistribuição reduz as distâncias e; c) as normas de justiça pretax e postax continuam sendo estatisticamente iguais.

Em suma, os dados evidenciam que as políticas redistributivas não possuem efeito significativo sobre os índices de justiça *responsibility-sensitive*. Estes resultados, unidos às evidências apresentadas na Figura 1, indicam que o mecanismo redistributivo latino-americano é injusto tanto sob o ponto de vista da igualdade estrita quanto sob modernos critérios de justiça. Diante disso, o estudo propõe uma investigação do mecanismo fiscal desses países. A análise será efetuada na seção seguinte.

3.3 Taxação Justa e Eficiente

Os resultados da seção anterior evidenciaram que o mecanismo de redistribuição dos países latino-americanos não possui impacto significativo sobre os índices de injustiça *responsibility-sensitive*. Diante disso, esta seção propõe uma avaliação do desenho fiscal

desses países sob a ótica da justiça.

A subseção 3.3.1 sintetiza o modelo de Ooghe & Peich (2010). A exposição se concentrará nas equações chaves e nos comentários. Derivações, Lemmas e Proposições serão omitidas por uma questão de espaço.

3.3.1 Modelo

Resumo: O modelo conduz a duas proposições básicas: **(I)** a taxa de imposto relacionada às características não controláveis deve ser maior em comparação àquelas onde há controle parcial; **(II)** o efeito total das características não controláveis sobre a renda *postax* deve ser nulo. Ou seja, o mecanismo de redistribuição deve ser tal que, uma vez realizada a redistribuição, as características não controláveis não possuam relação com a renda líquida. Essa deve variar, portanto, em virtude apenas dos diferenciais de esforço ou das demais características sobre controle dos agentes.

Base: Tome y como a renda bruta. Ou seja, a renda antes da taxação. Considere J um conjunto finito de características. Se y é função de um vetor de características x , com $x \in \mathbb{R}^J$, então

$$y = \beta_0 + \sum_{j \in J} \beta_j x_j. \quad [3.1]$$

Onde cada característica específica, x_j , é determinada pela combinação de esforço, $e \in \mathbb{R}^J$, e circunstância, $\theta \in \mathbb{R}^J$. Essa combinação se dá a partir de um grau de controle ϕ_j , que assume valor zero caso a característica seja puro esforço e valor um caso seja pura circunstância. Logo, para cada $j \in J$:

$$x_j = \phi_j e_j + (1 - \phi_j) \theta_j. \quad [3.2]$$

Onde $\phi \in (0, 1)^J$ é um vetor de pesos que coincide para todos os indivíduos. Assuma que cada característica x_j é tributada de tal forma que a renda *postax* c seja menor ou igual a renda bruta y

$$c \leq y - t_0 - \sum_{j \in J} t_j x_j. \quad [3.3]$$

Nesse caso, $t_0 \in \mathbb{R}$ controla o nível global da renda líquida e $t_j \in \mathbb{R}^J$ é a taxa de imposto associada à característica x_j . Considere ainda uma estrutura de preferências quase-lineares:

$$U(c, e, \gamma, \delta) = c - \sum_{j \in J} \frac{\delta_j}{\exp(\gamma_j)} \exp\left(\frac{e_j}{\gamma_j}\right). \quad [3.4]$$

Ou seja, a utilidade individual é função da renda líquida c , do esforço e , e de dois novos parâmetros: $\gamma \in \mathfrak{R}^J$ associado à desutilidade do esforço e $\delta \in \mathfrak{R}^J$ vetor de controle para o grau de convexidade do custo do esforço, suposto o mesmo para todos os indivíduos. As escolhas ótimas de esforço e a utilidade indireta resultantes podem ser observadas no Lemma 1 de Ooghe & Peich (2010, p. 5).

Planejador Central: Considere F como a distribuição multivariada das circunstâncias e G como a distribuição multivariada dos gostos. O planejador social escolhe as taxas t_0 e t_j que maximizam o bem-estar social sujeito à restrição orçamentária dada por:

$$t_0 + \int \int \left(\sum_{j \in J} t_j x_j^* \right) dF(\theta) dG(\gamma) \geq R_0. \quad [3.5]$$

Onde

$$\theta \sim N(\mu^\theta, \Sigma^\theta), \quad \gamma \sim N(\mu^\gamma, \Sigma^\gamma). \quad [3.6]$$

No mais, R_0 é uma exigência exógena *per capita* de receita, x_j^* é a expressão para a característica derivada a partir do esforço ótimo e $\Sigma^\theta = \sigma_{ij}^\theta$ e $\Sigma^\gamma = \sigma_{ij}^\gamma$ são matrizes $i \times j$. No tocante ao bem estar agregado, o planejador considera a eficiência no sentido de Pareto e a justiça no sentido do igualitarismo seletivo. Isso é representado através de uma função de Kolm-Pollak, onde o bem-estar agregado é definido como uma soma de funções individuais exponenciais côncavas e crescentes.

Nesta estrutura, o bem-estar direto não depende da circunstância θ , de forma que os diferenciais de bem-estar entre os indivíduos com o mesmo gosto e o mesmo esforço resultam apenas de diferenciais na renda postax c . E mais, as transferências de Pigou-Dalton aumentam o bem-estar agregado. Estas considerações são resumidas nos Lemmas 2 e 3 (Ooghe & Peich, 2010, pp. 7–8).

Por fim, se os indivíduos estão sujeitos às mesmas circunstâncias, então todos obtêm o mesmo nível de bem-estar em *laissez-faire* definido por $(t_0, t) = (R_0, 0)$. Nesse caso, desvios de $t = 0$ decrescem o bem-estar.

Resultado: O problema do planejador social é escolher o desenho fiscal (t_0, t) visando maximizar o bem-estar, sujeito à restrição orçamentária. Ou seja

$$\max_{t_0, t} - \frac{1}{r} \ln \int \int \exp[-rv(t_0, t; \alpha, \beta, \gamma, \theta)] dF(\theta) dG(\gamma). \quad [3.7]$$

Sujeito à restrição orçamentária (3.5), com $r > 0$ o parâmetro de aversão à desigualdade, R_0 o requerimento exógeno de receita *per capita*, bem-estar individual indireto $v(\cdot)$, e as distribuições F e G apresentadas em (3.6).

Com base na Proposição 1 (Ooghe & Peich, 2010, p. 8), tem-se o resultado de *laissez-faire* caso o planejador não se preocupe com compensação ($r \rightarrow 0$) ou caso as cir-

cunstâncias sejam homogêneas ($\Sigma \rightarrow 0$). Nesse caso, no ótimo, $(t_0, t) = (R_0, 0)$. Pode-se discutir ainda dois casos específicos: (i) Mirlees: o resultado é definido por uma característica exógena (renda); (ii) Akerlof: considera características endógenas e exógenas (não controláveis). O segundo caso é especialmente interessante, uma vez que fornece hipóteses testáveis que não dependem do grau de controle ou da aversão à desigualdade.

(i) O caso Mirlees: É o mais simples. Suponha que a renda y é função de apenas uma característica: os salários x_1 , com $y = x_1 = \phi_1 e_1 + (1 - \phi_1)\theta_1$. O sistema de condições de primeira ordem se reduz a

$$-\phi_1(1 - \phi_1)\delta_1 \frac{t_1}{1 - t_1} - r(\phi_1\delta_1)^2 t_1 \sigma_{11}^\gamma + r(1 - \phi_1)^2 (1 - t_1) \sigma_{11}^\theta = 0.$$

Sendo assim, a taxa de imposto t_1^* sobre os rendimentos x_1 :

- (a) Encontra-se entre os extremos, $0 < t_1^* < 1$;
- (b) Decresce com a elasticidade δ_1 , variando da taxaço completa, no caso de perfeita inelasticidade do esforço ($t_1^* \rightarrow 1$ se $\delta_1 \rightarrow 0$), à não taxaço no caso de perfeita elasticidade do esforço ($t_1^* \rightarrow 0$ se $\delta_1 \rightarrow \infty$);
- (c) Aumenta com a aversão à desigualdade r , variando da não taxaço se o planejador é neutro à desigualdade ($t_1^* \rightarrow 1$ se $r \rightarrow 0$) para a taxaço parcial caso o planejador se preocupe apenas com a desigualdade ($t_1^* \rightarrow \kappa$ se $r \rightarrow \infty$), onde

$$\kappa = \frac{(1 - \phi_1)^2 \sigma_{11}^\theta}{(\phi_1 \delta_1)^2 \sigma_{11}^\gamma + (1 - \phi_1) \sigma_{11}^\theta}.$$

- (d) Aumenta com a heterogeneidade das circunstâncias σ_{11}^θ , variando da não taxaço caso todos possuam as mesmas circunstâncias ($t_1^* \rightarrow 0$ se $\sigma_{11}^\theta \rightarrow 0$) à taxaço completa se as circunstâncias são muito heterogêneas ($t_1^* \rightarrow 1$ se $\sigma_{11}^\theta \rightarrow \infty$);
- (e) Decresce com a heterogeneidade dos gostos σ_{11}^γ , variando da taxaço parcial se todos possuem os mesmos gostos ($0 < t_1^* < 1$ se $\sigma_{11}^\gamma \rightarrow 0$) à taxaço zero se os gostos são muito heterogêneos ($t_1^* \rightarrow 0$ se $\sigma_{11}^\gamma \rightarrow \infty$);
- (f) Decresce com o grau de controle ϕ , variando da taxaço completa se os ganhos não podem ser controlados ($t_1^* \rightarrow 1$ se $\phi_1 \rightarrow 0$) à não taxaço se os ganhos são totalmente controláveis ($t_1^* \rightarrow 0$ se $\phi_1 \rightarrow 1$).

Esse último ponto remete justamente à contribuição de Ooghe & Peichl (2010) à literatura.

(ii) **O caso Akerlof:** Suponha que existam duas características, os rendimentos $x_1 = \phi_1 e_1 + (1 - \phi_1)\theta_1$ e uma característica exógena $x_2 = \theta$. Admita a renda como $y = x_1 + \beta_2 x_2$. O sistema de condições de primeira ordem se reduz a

$$-\phi_1 \delta_1 \frac{t_1 \xi}{1 - t_1} - r(\phi_1 \delta_1)^2 t_1 \sigma_{11}^\gamma + r(1 - \phi_1)(1 - t_1)(1 - \phi_1) \sigma_{11}^\theta + (\beta_2 - t_2) \sigma_{21}^\theta = 0.$$

$$(1 - t_1)(1 - \phi_1) \sigma_{21}^\theta + (\beta_2 - t_2) \sigma_{22}^\theta = 0$$

Onde $\xi = (1 - \phi_1) + \beta_2$. Cumpre destacar que t_1^* satisfaz os pontos (a)–(f) descritos no caso anterior. Em adição, no caso limite de perfeita correlação de circunstâncias $((\sigma_{21}^\theta)^2 \rightarrow \sigma_{11}^\theta \sigma_{22}^\theta)$, t_1^* se reduz a zero e toda taxaço se dará via t_2^* , desde que o último seja um sinal perfeito da habilidade de rendimentos e possa ser taxado a custo zero.

O mais interessante para os propósitos da pesquisa está na segunda das condições de primeira ordem, que pode ser reescrita como

$$(\beta_2 - t_2) + \left(\frac{\sigma_{12}^\theta}{\sigma_{22}^\theta} \right) \times (1 - t_1)(1 - \phi_1) = 0 \quad [3.8]$$

De forma mais geral, a equação (3.8) diz que o efeito marginal total do θ_2 na renda líquida c deve ser igual a zero em um sistema justo de tributação. Com base no Lemma 1, (3.8) pode ser reescrita como:

$$x_1^* = \phi_1 \delta_1 (\ln(\beta_1 - t_1) \phi_1) + (1 - \phi_1) \theta_1$$

$$x_2^* = \theta_2$$

Que implica $\sigma_{12}^{x^*} = (1 - \phi_1) \sigma_{12}^\theta$ e $\sigma_{22}^{x^*} = \sigma_{22}^\theta$. Usando essas fórmulas, obtém-se a contrapartida empírica para a fórmula teórica (3.8):

$$(\beta_2 - t_2) + \left(\frac{\sigma_{12}^{x^*}}{\sigma_{22}^{x^*}} \right) \times (1 - t_1) = 0.$$

Note que nem o grau de controle, nem a aversão à desigualdade r precisam ser observados para testá-los.

3.3.1.1 Modelo Empírico

Deixe w denotar o vetor de covariáveis, que pode ser decomposto em $w = (w_j)_{j \in J}$, com w_j sendo a covariável para a característica j em J . Se “.” representa o produto vetorial, então a regressão da renda pretax será

$$y = b_0 + b \cdot w + \epsilon$$

$$y = b_0 + \sum_{j \in J} b_j w_j + \epsilon \quad [3.9]$$

$$y \approx \beta w$$

Definindo $\beta_0 \approx b_0$, $\beta \approx 1$ e $x \approx ((b_j w_j)_{j \in J}, \epsilon)$ o vetor de características, incluindo as não observáveis, a taxa (ou subsídio, se negativo) é igual a

$$\tau = y - c = t_0 + tx \quad [3.10]$$

Nota-se a necessidade de uma estratégia em dois estágios para estimar t_0 e t . Primeiro estima-se (3.9), obtendo-se a predição $\hat{x} \approx ((\hat{b}_j w_j)_{j \in J}, \hat{\epsilon})$. Depois, estima-se (3.10), substituindo x por $\hat{x}$ e corrigindo os erros padrões. As estimações podem seguir uma estratégia OLS simples.

Nesse caso, obtêm-se as estimativas para as taxas implícitas de modo a testar a predição **(I)**, apresentada no início da seção. Para testar a predição **(II)**, considere a partição do conjunto de características observáveis em características sem controle (N) e com controle parcial (P). Admita o termo de erro não observado como uma característica separada e independente. Considere (3.9), agora decompondo x em

$$(x_N, x_P, x_U) = \left(\sum_{j \in N} b_j w_j, \sum_{j \in P} b_j w_j, \epsilon \right).$$

Nesse caso, (3.8) se reduz a

$$(1 - t_N) + \left(\frac{\sigma_{PN}^{x*}}{\sigma_{NN}^{x*}} \right) \times (1 - t_P) = 0.$$

Daqui derivam duas hipóteses:

- (i) Hipótese fraca: Se $\sigma_{PN}^{x*}/\sigma_{NN}^{x*} > -1$, então $t_N > t_P$;

Ou seja, se $\sigma_{PN}^{x*}/\sigma_{NN}^{x*}$ for maior que -1, a taxa relacionada às características não controláveis é maior que aquela referente às características parcialmente controláveis. Veja que $\sigma_{PN}^{x*}/\sigma_{NN}^{x*}$ corresponde a a_1 na regressão:

$$x_P = a_0 + a_1 x_N + \eta. \quad [3.11]$$

Pode-se ainda definir

$$FM = (1 - t_N) + \left(\frac{\sigma_{PN}^{x*}}{\sigma_{NN}^{x*}} \right) \times (1 - t_P), \quad [3.12]$$

como uma medida de justiça. Ou seja: o efeito marginal total das características não controláveis no resultado líquido. Em um desenho fiscal justo, tal medida é zero.

- (ii) Hipótese forte: $FM = 0$.

Para estimar a medida de justiça considere

$$c = (\beta_0 - t_0) + (1 - t_P)x_P + (1 - t_N)x_N + (1 - t_U)x_U. \quad [3.13]$$

Substituindo (3.11) em (3.13) e assumindo $a_1 = \sigma_{PN}^{x^*}/\sigma_{NN}^{x^*}$:

$$c = (\beta_0 - t_0) + (1 - t_P)(a_0 + a_1x_N + \eta) + (1 - t_N)x_N + (1 - t_U)x_U, \\ c = (\beta_0 - t_0) + (1 - t_P)a_0 + [(1 - t_P)\sigma_{PN}^{x^*}/\sigma_{NN}^{x^*} + (1 - t_N)]x_N + (1 - t_U)x_U + (1 - t_P)\eta. \quad [3.14]$$

Onde $(\beta_0 - t_0) + (1 - t_P)a_0$ é a constante e o termo entre colchetes, $(1 - t_P)\sigma_{PN}^{x^*}/\sigma_{NN}^{x^*} + (1 - t_N)$, associado à x_N , é a medida de justiça. Nota-se novamente a necessidade de um procedimento em dois estágios. Primeiro estima-se (3.9) visando obter $\hat{x} = (\hat{x}_N, \hat{x}_P, \hat{x}_U)$. Depois, estima-se (3.14) usando $(\hat{x}_N, \hat{x}_U)$, o que fornece a estimativa para a medida de justiça.

3.3.1.2 Resultados

Esta subseção testará as duas previsões básicas do modelo desenvolvido por Ooghe & Peich (2010), quais sejam: **(I)** a taxa de imposto relacionada às características não controláveis deve ser maior em comparação àquelas onde há controle parcial; **(II)** o efeito total das características não controláveis sobre a renda *postax* deve ser nulo. Para tanto, serão realizados os testes descritos em (3.11) e (3.14). Isto é, as hipóteses fraca e forte sobre o efeito das características não controláveis em relação às característica sob controle parcial e sobre a renda.

A lógica dessas previsões é simples: a alíquota do imposto deve considerar, além do nível de renda, as características individuais. Pessoas com características não controláveis “privilegiadas” devem arcar com uma taxa maior. No mais, as taxas relacionadas a esse conjunto de características devem ser superiores às taxas associadas às variáveis sob controle parcial. Essa imposição sinaliza que as variáveis relacionadas ao esforço e ao mérito não devem ser taxadas excessivamente.

Por exemplo, caso um país se caracterize pela discriminação por gênero, os homens (característica não controlável “privilegiada”, por suposição), deveriam pagar uma taxa maior do que as mulheres. A garantia de que todas as diferenças relacionadas às características não controláveis serão equalizadas é fornecida pela previsão II.

O primeiro passo para a análise empírica é a estimação das taxas implícitas relacionadas a cada característica. Foram inferidas as equações (3.9) e (3.10) a partir de uma estratégia de MQO em dois estágios. A variável dependente é a renda familiar equivalente.¹¹ Consideram-se como características parcialmente controláveis: horas trabalhadas,

¹¹Note que não se considera o logaritmo da renda. Detalhes sobre a construção das variáveis podem

educação, estado civil e emprego. O grupo de variáveis não controláveis são: idade e sexo.

Os resultados das estimações estão dispostos nas Tabelas B.3 e 3, primeiro e segundo estágios, respectivamente. As estimativas do primeiro estágio servem para a obtenção dos valores previstos para as características controláveis e para o resíduo, i.e., $\hat{x} \approx ((\hat{b}_j w_j)_{j \in J}, \hat{\epsilon})$. Por exemplo, a variável “Educ” na Tabela 3 é construída a partir dos parâmetros relacionados a E_1 , E_2 e E_3 obtidos na Tabela B.3. Ou seja, para a Argentina: Educ = $-551.58 * E_1 - 392.56 * E_2 - 316.87 * E_3$.

Tabela 3: Resultados para o Segundo Estágio

Variáveis	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Uruguai
Horas	0.0937*	0.3572*	0.2143*	0.2965*	0.2821	0.2301*
Idade	0.1670*	0.3689*	0.2668	0.3539	0.2892*	0.2439*
Educ	0.2310*	0.3775*	0.2648*	0.3669*	0.4366*	0.2754*
Sex	0.3519*	0.2991*	0.2487*	0.3004*	0.3510*	0.2492*
Empre	0.2970*	0.3863*	0.2943*	0.3495*	0.4329*	0.3091*
Casado	0.5306*	0.4885*	0.1927*	0.5146*	0.2202	0.2134*
Resid	0.2832*	0.3691*	0.2618*	0.3591*	0.5286*	0.2764*
Constant	149.29*	1250.10*	278.66*	446.97*	8847.85*	199.02*
R^2 Ajustado	0.73	0.99	0.96	0.98	0.73	0.98

Nota: * $p < 0.10$.

Dito isso, os resultados da Tabela 3 representam as taxas implícitas associadas a cada característica. Uma inspeção visual indica que a **Predição I** não é observada em nenhum dos países. Ou seja, as taxas relacionadas às característica não controláveis não são sempre superiores às demais. Uma representação desse comportamento é observada na Figura 6 (apêndice B).

Em primeiro lugar, observa-se que os países com maiores taxas totais são Brasil, Colômbia e México.¹² Esses países também apresentam as maiores alíquotas associadas às características sob controle parcial. De uma forma geral, observa-se que as taxas implícitas relacionadas às características não controláveis são sempre inferiores às demais.

Para confirmar os resultados sugeridos na Figura 6, adota-se um teste de hipóteses baseado na estimação de (3.11) e (3.12). A hipótese nula consiste em $\sigma_{PN}^x / \sigma_{NN}^x < -1$. Ou seja, que as características não controláveis apresentam taxas implícitas inferiores às parcialmente controláveis. Os resultados da Tabela 4 indicam que essa hipótese não pode ser rejeitada em nenhum dos países latino-americanos selecionados.

Diante dessas evidências, rejeita-se a primeira predição do modelo teórico. E mais, o comportamento das taxas implícitas permite afirmar que: i) o sistema tributário latino-

ser obtidos no Apêndice B.

¹²O Apêndice B decompõe a taxa τ em três componentes: imposto sobre a renda, contribuição ao seguro social e benefícios. A análise é efetuada para os conjuntos de variáveis não controláveis e sob controle parcial.

americano “pune” o mérito, uma vez que as características sob controle parcial, tais como educação e horas trabalhadas, estão expostas às maiores alíquotas tributárias. Essa conclusão é válida para todos os países, mas possui um maior destaque no Brasil, Colômbia e México; ii) como as taxas associadas às características não controláveis não seguem a predição I, pode-se sugerir que o sistema de tributação não consegue reduzir os diferenciais de oportunidades nesses países.

Tabela 4: Testando a Hipótese Fraca: $H_0 : \sigma_{PN}^{x^*}/\sigma_{NN}^{x^*} < -1$.

	$\sigma_{PN}^{x^*}/\sigma_{NN}^{x^*}$	p -value
Argentina	-1.6570	0.4320
Brasil	-1.2660	0.3782
Chile	-1.5250	0.3964
Colômbia	-1.1111	0.2457
México	-1.1853	0.2599
Uruguai	-1.3541	0.3948

Visando confirmar a não equalização das circunstâncias, o estudo adota um teste para a segunda predição. Ou seja, para a observação do efeito das características não controláveis sobre a renda postax. A estratégia de estimação, mais uma vez, é baseada em dois estágios, utilizando os resultados previstos em (3.9) ($\hat{x} \approx ((\hat{b}_j w_j)_{j \in J}, \hat{\epsilon})$), e na estimação posterior de (3.14).

A Tabela 5 apresenta o indicador de justiça baseado no sistema de tributação. Lembrando que a tributação justa corresponde a um $FM = 0$ (H_0 deste novo teste). FM 's distantes de zero indicam que o país não se preocupa em compensar as características não controláveis. Ou seja, quanto maior o FM , maior a injustiça. Os resultados, mais uma vez, evidenciam que o sistema tributário dos países latino-americanos não se enquadra nos critérios de justiça estabelecidos por Ooghe & Peich (2010). Assim como na subseção 3.2.2, Brasil e Colômbia se destacam como os países com maiores níveis de injustiça.

Tabela 5: Medida de Justiça – Caso Akerlof

	FM	p -value
Argentina	0.5950	0.0000
Brasil	1.2010	0.0000
Chile	0.4903	0.0000
Colômbia	0.9832	0.0000
México	0.6815	0.0000
Uruguai	0.4240	0.0000

Para se ter uma idéia da dimensão desses indicadores, nas evidências contidas em Ooghe & Peich (2010), obtidas a partir de uma estrutura de estimação similar, França e Luxemburgo respeitam as predições teóricas do modelo ($FM = 0$). O índice mais

elevado foi o dos EUA, $FM \approx 0.42$. As demais nações apresentaram $FM's$ entre 0.15 e 0.25. França e Luxemburgo claramente diferenciam as características não controláveis das parcialmente controláveis. No mais, não pertencem ao grupo de maior taxação média. Isso permite concluir que esses países taxam "pouco e bem", o que explica o êxito no teste de justiça. No caso dos países latino-americanos ocorre o inverso. Além de desconsiderar diferenciais de taxação entre características não controláveis e parcialmente controláveis, Brasil e Colômbia apresentam altas taxas médias (0.37 e 0.36, respectivamente). Logo, taxam "muito e mal", conforme evidencia a alta medida de justiça. Em um contexto onde os diferenciais de mérito não são considerados na política fiscal, os menores níveis de injustiça são encontrados nos países que taxam "pouco", como Chile e Uruguai (0.25 e 0.24, respectivamente).

Em suma, observa-se que as nações latino-americanas se destacam não apenas pelos elevados níveis de desigualdade de renda, como também pelo expressiva injustiça de seu sistema tributário. Dentre as nações investigadas, apenas Uruguai e Chile apresentam indicadores compatíveis com o dos EUA.

3.4 Considerações Finais

O principal objetivo deste estudo foi mensurar o impacto das políticas de redistribuição sobre o nível de justiça distributiva de um grupo de países latino-americanos. Uma vez que a redistribuição não possui impacto sobre os índices de concentração de renda, optou-se por adotar uma medida de justiça *responsibility-sensitive*.

O primeiro grupo de resultados indicou que há uma distância significativa entre a renda observada (pretax e postax) e a respectiva norma de justiça. Ou seja, o nível de injustiça dos países é estatisticamente significativo. Nesse contexto, Brasil e Colômbia se destacaram como as nações mais injustas. A política de taxação reduziu a distância para o padrão de justiça. Contudo, os testes estatísticos indicaram que o movimento não possui relevância estatística. Em suma, assim como ocorre com os níveis de concentração, a política de redistribuição não possui impacto sobre a justiça distributiva dos países investigados.

Diante dessa constatação, o estudo sugeriu uma avaliação do sistema fiscal desses países. Nesta etapa buscou-se o porquê da ineficiência redistributiva. Utilizando um modelo de tributação justa e eficiente, verificou-se que o sistema de tributação desobedece dois princípios básicos de justiça. As características sob controle parcial, associadas aos esforço, são taxadas de maneira excessiva. No mais, o efeito das variáveis não controláveis sobre a renda líquida não é nulo. Em suma, o sistema tributário pune o mérito e não equaliza os diferenciais de circunstâncias.

A magnitude da injustiça do sistema tributário latino-americano fica mais evidente quando comparado aos resultados fornecidos por Ooghe & Peich (2010). O indicador

de injustiça brasileiro, por exemplo, é quase três vezes superior ao norte americano. As nações mais justas, Uruguai e Chile, se equivalem ao padrão mais elevado de injustiça dos países desenvolvidos.

Por fim, vale relembrar as explicações fornecidas para a não efetividade das políticas redistributivas nos países latino-americanas. De acordo com Goñi et al. (2008), são três fatores principais: “*(i) too low a volume of resources gets collected and transferred; (ii) tax collection is regressive; and (iii) transfers are poorly-targeted*” (pág. 22). As evidências estabelecidas neste estudo permitem adicionar mais uma: o desenho da política fiscal não respeita as diferenças de esforço, tampouco equaliza os distintos níveis de circunstâncias.

Conclusão

Esse estudo analisou a redistribuição de renda na América Latina a partir de dois ensaios com focos distintos, mas relacionados. O primeiro modelou as preferências redistributivas e testou a POUM Hypothesis de Benabou & OK (2001). Verificou-se que a demanda redistributiva não responde à expectativa de mobilidade ascendente nessa região, ao contrário do encontrado por Alesina & La Ferrara (2005), Corneo & Gruner (2002), entre outros, para distintos países desenvolvidos. No segundo ensaio, motivado pela observação de que o desenho redistributivo não consegue reduzir os índices de concentração nos países latino-americanos, calculou-se a distância entre distribuições efetivas (pretax e postax) e a norma de justiça em países selecionados. O resultado é inequívoco: a redistribuição é injusta tanto do ponto de vista da igualdade estrita, quanto da abordagem *responsability-sensitive*. Por fim, uma medida objetiva de justiça associada ao desenho redistributivo permitiu confirmar as observações anteriores.

Países como Colômbia e Brasil, onde a expectativa de mobilidade não freia a alta demanda redistributiva e cujo desenho fiscal é caracterizado por alta taxaço, apresentam piores resultados em termos de justiça. Em suma, na região analisada os países taxam excessivamente e de maneira equivocada, punindo o mérito e exacerbando a desigualdade de oportunidades. Um caminho para mudar os resultados é colocado pelas próprias predições de justiça: reduzir a taxaço e direcioná-la para características não controláveis. Mudanças mais profundas podem ser realizadas através das preferências dos agentes: a demanda redistributiva é alta, não é controlada por expectativas de ascensão social e se perpetua pelo nível educacional.

Se Alesina & Angeletos (2005) e Alesina & Glaeser (2004) alocam diferenças redistributivas entre americanos e europeus em distintos equilíbrios de tributação - investimento - esforço, esse trabalho relaciona a redistribuição na América Latina a um ciclo vicioso específico (embora não único), característico da região: demanda redistributiva via desigualdade de oportunidades - redistribuição injusta que não equaliza esses diferenciais - demanda redistributiva via desigualdade de oportunidades. O resultado desse mecanismo é uma taxaço alta que coloca a região em um ciclo idêntico ao europeu.

Referências

- ALESINA, A. & ANGELETOS, G. Fairness and Redistribution. **American Economic Review**, 95(4), 960-980, 2005.
- ALESINA, A. & FUCHS, N. Good-bye Lenin (or not?): the Effect of Communism on Peoples Preferences. **American Economic Review**, 97(4), 1507-1528, 2007.
- ALESINA, A. & GLAESER, E. **Fighting Poverty in the U.S. and Europe: a Word of Difference**. Oxford University Press, Oxford, UK, 2004.
- ALESINA, A. & GIULIANO, P. **Preferences for Redistribution**. NBER Working Paper Series, Working Paper 14825, 2009.
- ALESINA, A. & LA FERRARA, E. Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities. **Journal of Public Economics**, 89, 897-931, 2005.
- ALMAS, I.; CAPPELEN, A.; LIND, J.; SORENSEN, E. & TUNGODDEN, B. Measuring Unfair (In)Equality. **Journal of Public Economics**, 7-8, 488-499, 2011.
- ALMAS, I. Equalizing Income versus Equalizing Opportunity: A Comparison of the United States and Germany. **Research on Economic Inequality**, 16, 129-156, 2008.
- AMES, B. & SMITH, E. Knowing Left from Right: Ideological Identification in Brazil, 2002-2006. **Journal of Politics in Latin America**, 2, 3-38, 2010.
- ARNESON, R. Equality and Equal Opportunity for Welfare. **Philosophical Studies**, 56, 77-93, 1989.
- BANERJEE, A. & NEWMAN, A. Occupational Choice and the Process of Development. **Journal of Political Economy**, 101(2), 274-298, 1993.
- BARROS, R. *et al.* **Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, World Bank, 2009.
- BENABOU, F. & OK, E. Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hypothesis. **Quarterly Journal of Economics**, 116(2), 447-487, 2001.

BENABOU, F. & TIROLE, J. Belief in a Just World and Redistributive Politics. **Quarterly Journal of Economics**, 121(2), 699-746, 2006.

BOSSERT, W. Redistribution Mechanisms Based on Individual Characteristics. **Mathematical Social Sciences**, 29, 1-17, 1995.

CAPPELEN, A. & TUNGODDEN, B. **Fairness and the Proportionality Principle**. NHH Discussion Paper, Discussion Paper 31, Norwegian School of Economics and Business Administration.

CORNEO, G. Inequality and the State: comparing US and German Preferences. **Annales d'Economie et de Statistique**, 63-64, 283-296, 2001.

CORNEO, G. & GRUNER, H. Individual Preferences for Political Redistribution. **Journal of Public Economics**, 83, 83-107, 2002.

COWELL, F. Generalized Entropy and the Measurement of Distributional Change. **European Economic Review**, 13, 147-159, 1980.

DEVOOGHT, K. To Each the Same and to Each his own: a Proposal to Measure Responsibility-Sensitive Income Inequality. **Economica**, 75, 280-295, 2008.

DWORKIN, R. What is Equality? Part 2: Equality of Resources. **Philosophy and Public Affairs**, 10, 185-246, 1981.

FONG, C. Social Preferences, Self-Interest, and the Demand for Redistribution. **Journal of Public Economics**, 82, 225-246, 2001.

GALOR, O. & ZEIRA, J. Income Distribution and Macroeconomics. **Review of Economic Studies**, 60(1), 35-52, 1993.

GAVÍRIA, A. Social Mobility and Preferences for Redistribution in Latin America. **Economía - The Journal of LACEA**, 8(1), 55-96, 2007.

GOÑI, E.; LOPEZ, H. & SERVÉN, L. **Fiscal Redistribution and Income Inequality in Latin America**. World Bank Policy Research Working Paper, Working Paper 4487, 2008.

GRANGER, C.; MAASOUMI, E. & RACINE, J. A Dependence Metric for Possibly Nonlinear Processes. **Journal of Time Series Analysis**, 25, 649-669, 2004.

HIRSCHMAN, A. & ROTHCHILD, M. The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, 87(4), 544-566, 1973.

KONOW, J. A Positive Theory of Economic Fairness. **Journal of Economic Behavior and Organization**, 31(1), 13-35, 1996.

MAASOUMI, E.; RACINE, J. & STENGOS, T. Growth and Convergence: A Profile of Distribution Dynamics and Mobility. **Journal of Econometrics**, 136(2), 483-508, 2007.

MELTZER, A. & RICHARD, S. A Rational Theory of the Size of Government. **Journal of Political Economy**, 89, 914-927, 1981.

MIRLEES, J. An Exploration in the Theory of Optimal Income Taxation. **Review of Economic Studies**, 38, 175-208, 1971.

NEUSTADT, I. & ZWEIFEL, P. **Economic Well-Being, Social Mobility, and Preferences for Income Redistribution**: Evidence from a Discrete Choice Experiment. University of Zurich Socioeconomic Institute Working Paper Series, Working Paper 0909, 2009.

OOGHE, E. **Partial Compensation/Responsability**. Center for Economic Studies Discussion Paper Series, Discussion Paper 10.21, 2010.

OOGHE, E. & PEICH, A. **Fair and Efficient Taxation Under Partial Control**: Theory and Evidence. Center for Economic Studies Discussion Paper Series, Discussion Paper 10.32, 2010.

PIKETTY, T. Social Mobility and Redistributive Politics. **Quarterly Journal of Economics**, 110(3), 551-584, 1995.

RAVALLION, M. & LOKSHIN, M. Who Wants to Redistribute? The Tunnel Effect in 1990s Russia. **Journal of Public Economics**, 76, 87-104, 2000.

RAWLS, J. **A Theory of Justice**. Cambridge: Harvard University Press, 1971.

ROEMER, J. **Equality of Opportunity**. New York: Harvard University Press, 1998.

TOCQUEVILLE, A. **Democracy in América**. New York: Penguin Classics. 1985 (2003).

Apêndice A

Questionário

Demanda por Redistribuição (I)

Quão justa você crê que é a distribuição de renda no país? (1) Injusta ou Muito Injusta; (0) Justa ou Muito Justa.

Demanda por Redistribuição (II)

Até que ponto as seguintes liberdades, direitos, oportunidades e seguridades estão garantidas no país: justa distribuição da riqueza. (1) Pouco ou nada garantidas; (0) Algo ou completamente garantidas.

Feminino

(1) Feminino; (0) Masculino

Casado

(1) Casado/Convivente; (0) Solteiro/Separado/Divorciado/Viúvo

Educação

O survey distingue sete grupos: analfabeto, básica incompleta, básica completa, secundária (média, técnica) incompleta, secundária (média, técnica) completa, superior incompleta e superior completa. Considerou-se o estrato, independente do grau ser completo ou não. Ou seja, Educação Básica = básica incompleta + básica completa. O mesmo para educação secundária e superior. O grupo de analfabetos foi omitido da regressão. Ou seja, é o grupo base para comparação dos resultados.

Renda atual

O salário que você recebe e o total da renda familiar lhe permite cobrir satisfatoriamente suas necessidades? Em qual dessas situações você se encontra? (1) Não é o suficiente. Tem dificuldades ou grandes dificuldades; (0) É o suficiente ou da pra viver sem grandes dificuldades.

Renda Futura

Nos próximos doze meses, você crê que sua situação e de sua família será (1) Um pouco ou muito pior; (0) Um pouco ou muito melhor.

Aversão ao Risco

Quão preocupado você diria que está em ficar sem trabalho ou estar desempregado durante os próximos doze meses? (1) Preocupado ou muito preocupado; (0) Pouco ou nada preocupado.

Mobilidade Subjetiva

Você crê que no (país em questão) uma pessoa que nasce pobre e trabalha duro pode chegar a ser rico ou crê que não é possível nascer pobre chegar a ser rico? (1) Não é possível nascer pobre e chegar a ser rico; (0) Se nascer pobre e trabalhar duro pode ser rico.

Percepção da Desigualdade de Oportunidades

Até que ponto as seguintes liberdades, direitos, oportunidades e seguridades estão garantidas no país: igualdade de oportunidades, sem importar a origem de cada um. (1) Pouco ou nada garantidas; (0) Algo ou completamente garantidas.

Mobilidade Passada e Mobilidade Futura

Essas variáveis foram construídas conforme Gaviria (2007). Considere as seguintes perguntas: “Imagine uma escala de dez pontos. Em 1 ficam as pessoas mais pobres e em 10 ficam as pessoas mais ricas. Onde está você? Onde ficariam seus pais? Onde você acha que estarão seus filhos?” Sob a ótica do respondente:

Mobilidade Passada = onde estou - onde estavam meus pais

Mobilidade Futura = expectativa de onde meus filhos estarão - onde estou

Note que essas variáveis se situam no intervalo de -9 (1-10) a 9(10-1). Quanto maior o valor para mobilidade passada, melhor a situação atual em relação à anterior. Quanto maior o valor para mobilidade futura, melhor a condição dos filhos em relação aos respondentes.

Figuras

Figura 1: Gasto Social Vs Demanda por Redistribuição

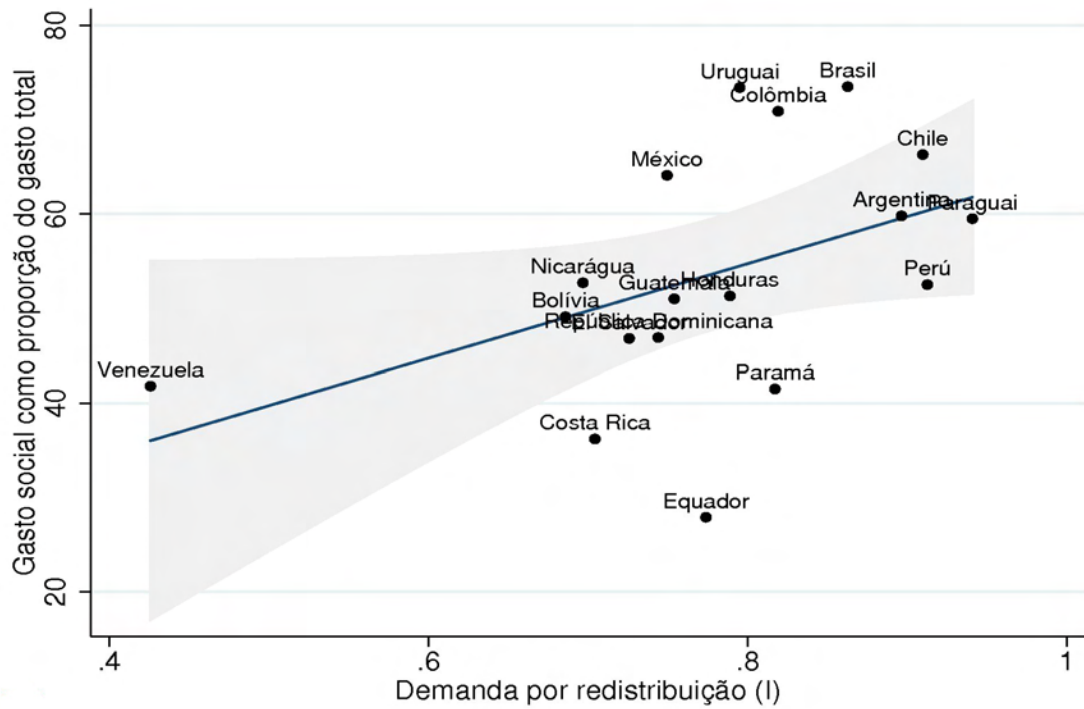


Figura 2: Espectro Político Efetivo Vs Espectro Político Espontâneo

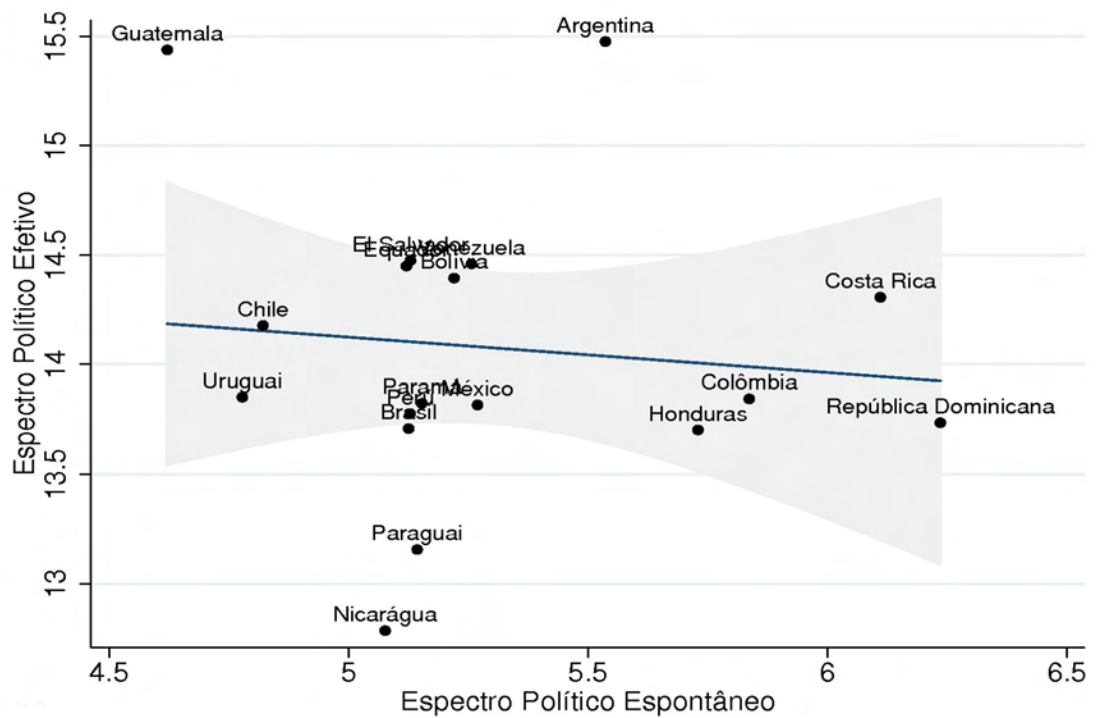
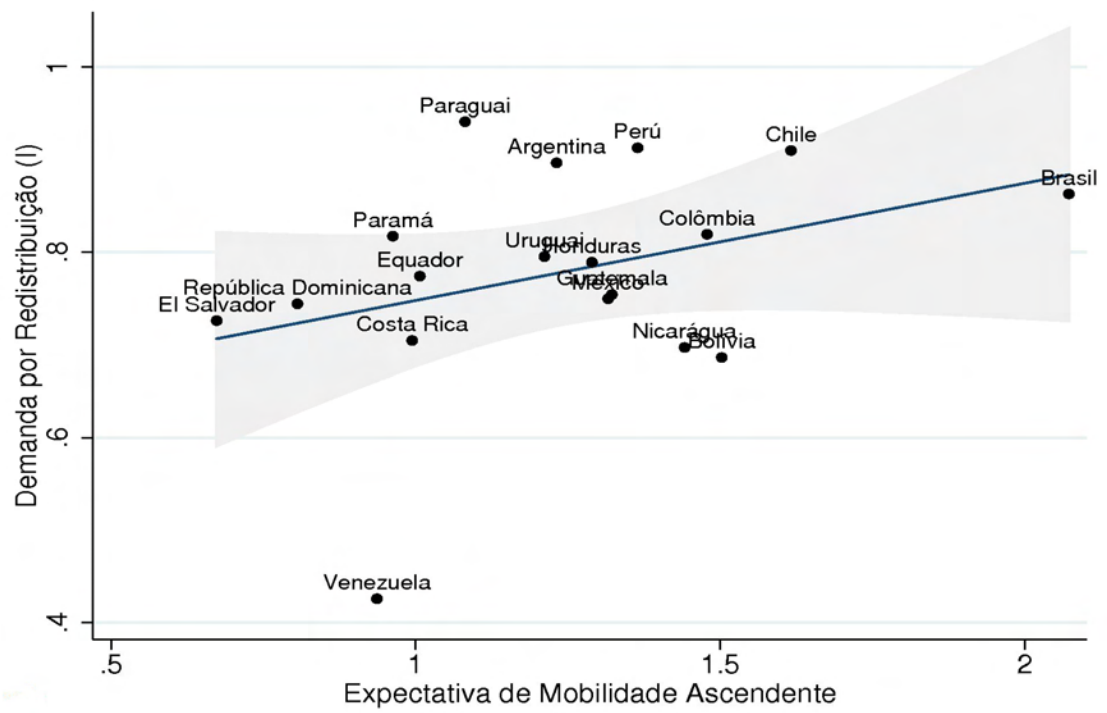


Figura 3: POUM Hypothesis



Regressões para Países Selecionados

Tabela A.1: Preferências por Redistribuição. Variável dependente: D. por Redistribuição (I).

	<i>Argentina</i>	<i>Bolívia</i>	<i>Brasil</i>	<i>El Salvador</i>	<i>México</i>	<i>Nicarágua</i>	<i>Peru</i>	<i>Venezuela</i>
Constante	1.9098*	-0.5375	-0.6246	-2.9916***	-0.6641	0.2693	17.0669***	0.5058
Carac. Individuais								
Feminino	0.3705	-0.1428	0.1635	0.9243**	-0.0815	0.5797*	-0.1396	0.3669
Idade	-0.0093	0.0077	0.0240*	0.0161	0.0228	-0.0188**	-0.0292*	-0.0231*
Casado	-0.5511	0.0356	0.1704	0.4216	-0.4888	0.6566**	0.1783	-0.0566
Educação								
Básica	-1.0921***	0.8040*	0.9232	0.4730	0.7507	0.3520	-13.6711***	-1.7593**
Secundária	-1.2616**	0.6135	1.9284***	1.0199*	0.8463	0.0802	-15.1011***	-2.0923***
Superior	Omitted	1.4800***	1.6537**	3.6116**	0.9893	0.9741	-14.4336***	-1.5446*
Auto-Interesse								
Renda atual	1.0710	0.1657	-0.2198	0.1423	0.2397	0.1941	0.8083*	0.0598
Renda futura	1.8864**	0.5052	Omitted	1.6224***	0.7986**	0.3260	-0.5797	1.6862***
Aversão ao risco	0.4009	-0.2813	0.0525	0.3958	-0.0307	-0.6367**	0.2328	0.2246
Percep. de Mobilidade								
Subjetiva	0.4711	-0.0549	0.3482	0.5438	0.4479	0.0740	0.3020	0.6266**
Passada	0.2542*	-0.0942	-0.1830**	-0.0579	-0.0097	-0.0976	-0.0512	-0.0684
Futura	0.1150	-0.1221*	-0.0369	-0.2985**	-0.0130	-0.0905	-0.0781	0.0046
Justiça								
D. de oportunidades	1.4587***	1.0529***	0.5352*	1.9534***	0.2794	0.7562***	1.0600***	1.9807***
<i>Nº de observações</i>	243	367	433	228	384	288	345	501
<i>Pseudo R²</i>	0.1838	0.0893	0.0722	0.3246	0.0474	0.0842	0.1028	0.2914

Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ e *** $p < 0.01$.

Tabela A.2: Preferências por Redistribuição. Variável dependente: D. por Redistribuição (II).

	<i>Argentina</i>	<i>Bolívia</i>	<i>Brasil</i>	<i>El Salvador</i>	<i>México</i>	<i>Nicarágua</i>	<i>Peru</i>	<i>Venezuela</i>
Constante	1.7739**	-0.7246	0.3928	-0.3062	-1.1874	0.3308	1.8490**	-0.9072
Carac. Individuais								
Feminino	-0.3626	0.2282	0.3352	-0.9797***	-0.1485	-0.1415	0.1627	0.1948
Idade	-0.0105	0.0105	0.0047	0.0000	0.0097	0.0028	-0.0179	-0.0286**
Casado	0.0586	-0.4030	0.0136	-0.2760	0.1774	-0.1804	-0.0127	0.6790***
Educação								
Básica	-1.0169	0.5487	0.2874	0.3668	1.0259	-0.0912	-0.2370	0.2185
Secundária	-1.6857***	0.6367	1.2301*	0.5728	1.1935*	0.8314**	-0.5039	-0.4329
Superior	Omitted	0.2771	1.2670	1.4211**	1.7112**	2.2843***	-0.6491	-0.2078
Auto-Interesse								
Renda atual	0.3773	-0.0507	0.6375**	0.2567	0.1500	0.4917	-0.5672*	0.1747
Renda futura	1.7895*	0.2029	1.1799	0.8611**	0.5174	0.4204	0.1252	0.1984
Aversão ao risco	0.5985	0.1729	-0.5217	-0.2204	-0.4296	-1.0442***	0.1552	0.1988
Percep. de Mobilidade								
Subjetiva	1.0410**	-0.3939	-0.1159	0.1345	0.5185	-0.1667	0.7776**	0.6572**
Passada	0.1294	-0.0646	0.0349	-0.0770	-0.2192***	-0.0943	0.0301	0.0007
Futura	-0.0454	0.0170	0.0230	0.0209	-0.0690	-0.1314**	-0.1531**	-0.1609**
Justiça								
D. de oportunidades	1.8584***	1.1458***	0.9705***	1.6448***	1.3800***	1.1167***	1.3669***	2.4973***
<i>Nº de observações</i>	248	373	455	232	383	296	350	512
<i>Pseudo R²</i>	0.2143	0.0697	0.0937	0.1854	0.1350	0.1365	0.1160	0.2703

Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ e *** $p < 0.01$.

Apêndice B

Dados

Dados da Seção 3.2: As inferências realizadas na seção 3.2 baseiaram-se nas seguintes variáveis: a) a renda real de todos os trabalhos¹; b) os anos de estudos divididos em quatro categorias: E_1 , baixa educação, para os indivíduos com até 4 anos de estudo (incluindo analfabetos), E_2 , quatro a oito anos de estudo, E_3 , de nove a onze anos de estudo e, E_4 para os que tem mais de nove anos de estudo; c) horas de trabalho e; d) a idade, sintetizada por seis variáveis dummie, a primeira que assume valor um caso o indivíduo tenha idade entre 26 e 35 anos, $Idade_1$, a segunda para os que têm entre 36 e 45 anos, $Idade_2$, e assim por diante.

Foram considerados os chefes de família, homens ou mulheres, com idade superior a 26 anos. A renda disponível, postax, foi obtida a partir da seguinte regra: renda bruta – a alíquota de impostos de renda – a contribuição previdenciária + as transferências governamentais. Os detalhes sobre a estrutura tributária da cada país podem ser encontrados nos sites oficiais. Argentina: <http://www.cnv.gov.ar>; Brasil: <http://www.receita.fazenda.gov.br> e <http://www.previdenciasocial.gov.br>; Chile: <http://www.sii.cl>; Colômbia: <http://www.dian.gov.co>; México: <http://e-mexico.gob.mx>; Uruguai: <http://www.uruguayxxi.gub.uy>.

Dados da Seção 3.3: O modelo utilizado na seção 3.3 considera a renda domiciliar equivalente. Ou seja: $y_i^E = y_i/\sqrt{n}$, onde y_i é a renda bruta, também expressa em termos da Paridade de Poder de Compra, e n é o tamanho do domicílio. No mais, utilizam-se as informações já descritas anteriormente, além de mais três variáveis dummies representando o sexo (homem como referência), casado e empregado.

Os bancos de microinformações são:

Argentina: Encuesta de Impacto Social de la Crisis en Argentina (2002);

Brasil: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (2006);

Chile: Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (2006);

¹A renda será deflacionada pelo índice de preços ao consumidor de cada país e convertidas para Dólar, a partir da Paridade de Poder de Compra.

Colômbia: Encuesta de Calidad de Vida (2003);

México: Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (2006);

Uruguai: Encuesta Nacional de Hogares Ampliada (2006).

Decomposição da Taxa Total: Os resultados estabelecidos na seção 3.3 consideraram que a renda disponível é uma função de uma taxa τ única. Na verdade, esta alíquota pode ser decomposta em três partes: o imposto (taxa), contribuições ao seguro social (SSC) e benefícios (benefits). De acordo com Goñi et al. (2008), os pequenos impactos da política de redistributiva latino-americana se dão via benefícios. Este padrão também se repete nos países desenvolvidos, como demonstra Ooghe & Peich (2010).

Para decompor os resultados, considere que (3.10) pode ser reescrito como:

$$\tau = y - c = \tau_y + \tau_{ss} - B,$$

onde τ_y é a taxa associada a renda, τ_{ss} refere-se ao imposto relativo ao seguro social e B os benefícios. Em uma estratégia de dois estágios, têm-se:

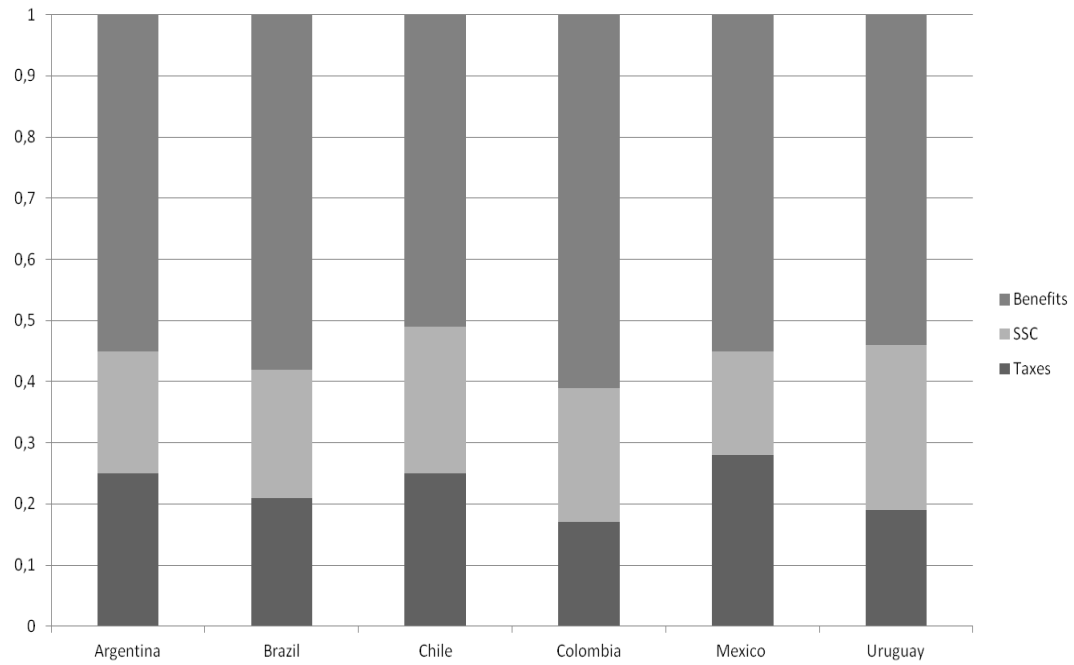
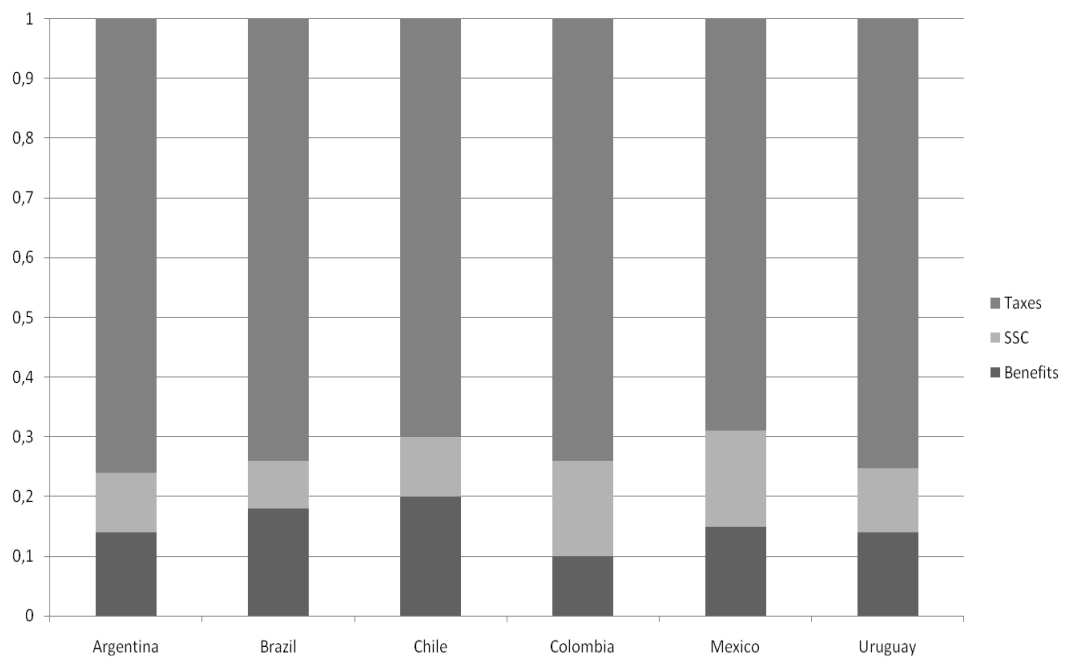
$$\tau_y = t_{y,0} + t_y \cdot x, \quad \tau_{ss} = t_{ss,0} + t_{ss} \cdot x, \quad -B = t_{B,0} + t_B \cdot x.$$

Com $x = (x_N, x_P, x_U)$. Assim:

$$\tau = (t_{y,0} + t_{ss,0} + t_{B,0}) + (t_y + t_{ss} + t_B) \cdot x.$$

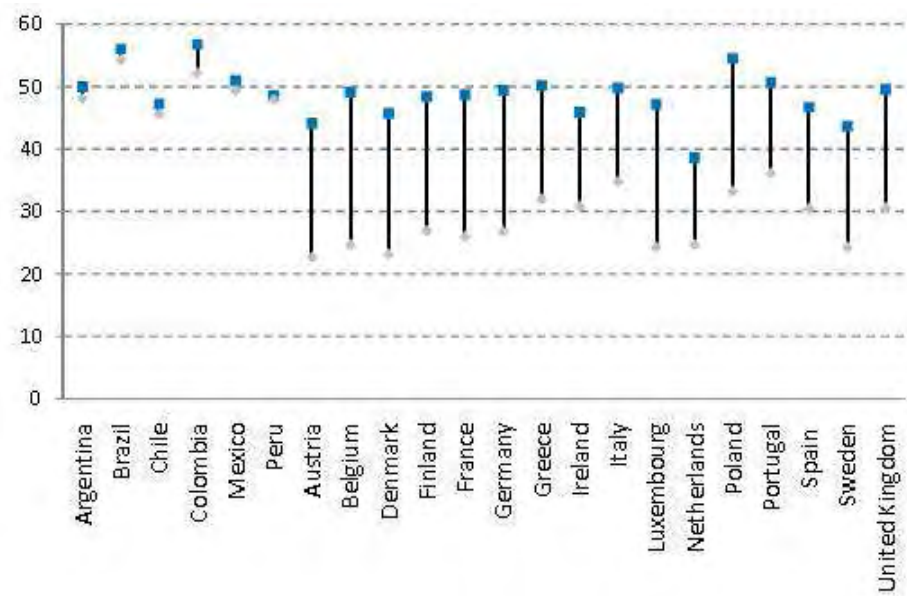
Dessa forma, torna-se possível observar o impacto de cada um dos componentes de τ , inclusive, separando-os por variáveis não controláveis e sob controle parcial. Os resultados das estimativas estão sintetizados nas Figuras B.1 e B.2. A Figura B.1 expõe a composição de τ diante do conjunto de variáveis não controláveis. Já a Figura B.2 apresenta o resultado referente às variáveis sob controle parcial.

Os resultados confirmam a hipótese de que os benefícios são mais importantes para o τ associado às características não controláveis. E mais, a taxa sobre a renda possui um maior peso sobre as características sob controle parcial. Estes resultados se alinham às evidências presentes na literatura. Porém, não possuem implicação sobre o nível de injustiça do sistema fiscal latino-americano, uma vez que as predições do modelo teórico não foram respeitadas.

Figura B.1: Decomposição das Taxas – Sem Controle.**Figura B.2:** Decomposição das Taxas – Controle Parcial.

Figuras

Figura 1: Índice de Gini pré e pós-taxação.



Fonte: Latin American Economic Outlook 2009,pág. 122.

Figura 2: CDF: Renda Justa e Rendimentos do Trabalho – Brasil (pretax).

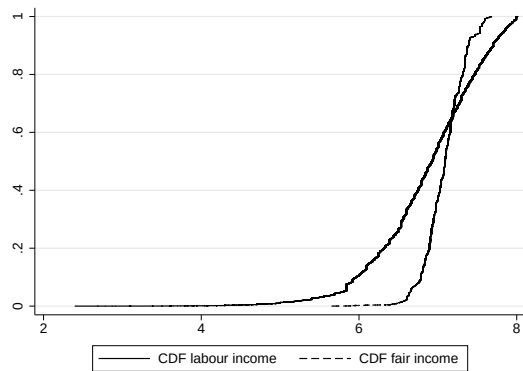


Figura 3: CDF: Renda Justa e Rendimentos do Trabalho – Brasil (postax).



Figura 4: CDF: Renda Justa e Rendimentos do Trabalho – Argentina (pretax).

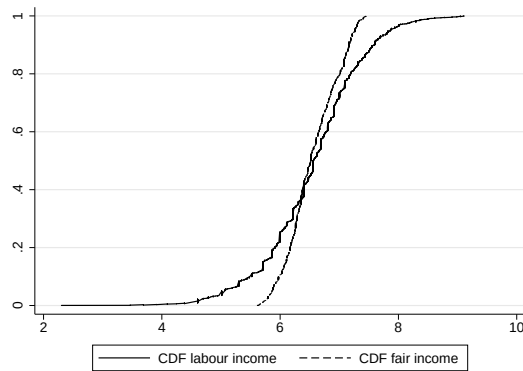


Figura 5: CDF: Renda Justa e Rendimentos do Trabalho – Argentina (postax).

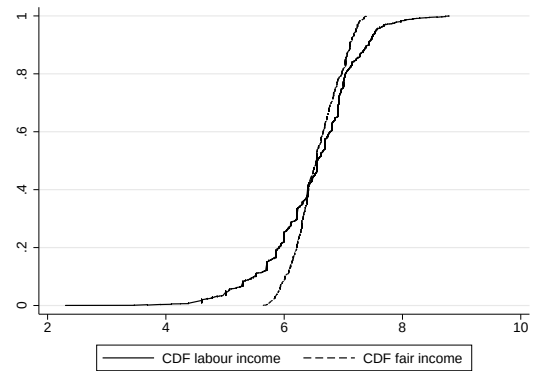
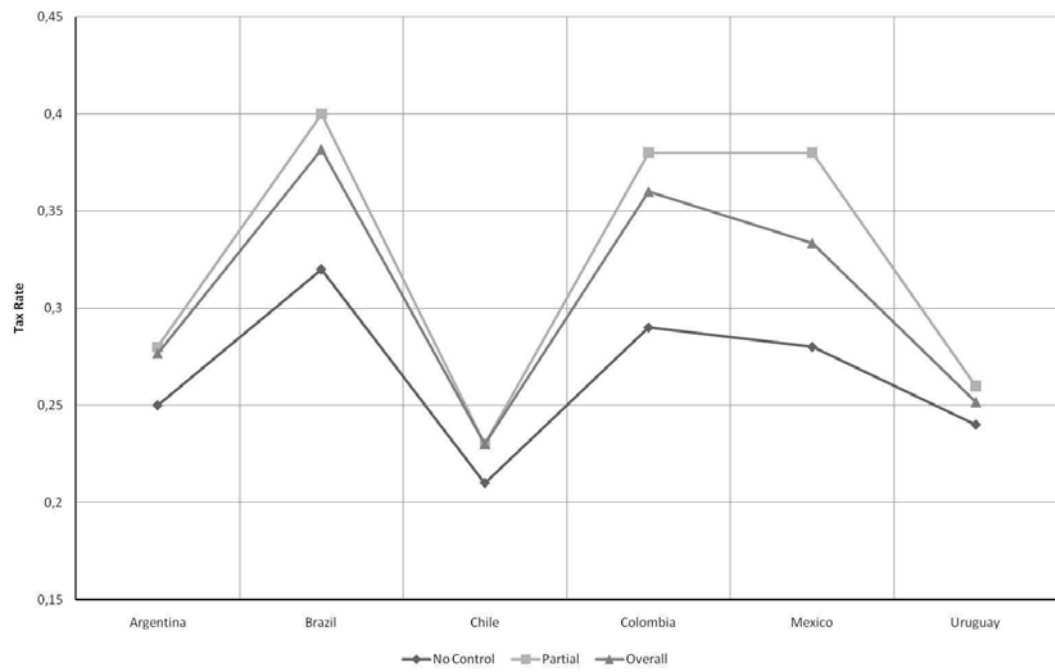


Figura 6: Taxas Implícitas para Diferentes Conjuntos de Características.



Tabelas

Tabela B.1: Estatísticas Descritivas

Variáveis	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Uruguai
Renda pretax	1,636	1,403	1,765	1,192	1,675	1,540
Renda postax	1,050	950	1,267	812	1,102	1,116
Horas	32	40	31	35	39	34
Emprego (%)	60	76	61	66	64	70
Casado (%)	69	64	61	65	54	67
Sex (%)	60	53	68	68	55	62
Educação (%)						
E_1	29	25	32	26	31	30
E_2	25	23	37	22	47	35
E_3	16	32	21	34	12	24
E_4	30	19	14	16	10	16
Idade (%)						
Idade ₁	30	29	29	30	22	22
Idade ₂	29	32	34	34	31	32
Idade ₃	25	24	22	20	24	23
Idade ₄	13	11	11	10	13	14
Idade ₅	3	2	4	4	7	6
Idade ₆	1	1	10	2	3	3
Amostra	3,287	46,593	1,371	2,843	39,464	1,456

Tabela B.2: Análise de Robustez

	Pretax				Postax				z_i^{Pre} e z_i^{Pos}	
	Unfair I		Unfair II		Unfair I		Unfair II		Unfair I	
	S_ρ	p -value	S_ρ	p -value	S_ρ	p -value	S_ρ	p -value	S_ρ	p -value
Argentina	0.1186	0.0000	0.1240	0.0000	0.1154	0.0000	0.1237	0.0000	0.0012	0.3409
Brasil	0.2858	0.0000	0.2988	0.0000	0.2873	0.0000	0.3002	0.0000	0.0000	0.2982
Chile	0.2630	0.0000	0.2754	0.0000	0.2514	0.0000	0.2698	0.0000	0.0002	0.5486
Colômbia	0.3041	0.0000	0.3179	0.0000	0.2908	0.0000	0.3029	0.0000	0.0009	0.2103
México	0.1155	0.0000	0.1105	0.0000	0.1112	0.0000	0.1034	0.0000	0.0019	0.1869
Uruguai	0.1063	0.0000	0.1003	0.0000	0.1034	0.0000	0.0962	0.0000	0.0031	0.1672

Tabela B.3: Resultados para o Primeiro Estágio

Variáveis	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Uruguai
Horas	4.20*	6.21*	2.35*	8.67*	16.86*	5.43*
Idade ₁	-278.89*	-1286.53*	172.97	291.96*	-576.67*	-342.09*
Idade ₂	-238.53*	-1129.67*	280.44	622.69	-181.8	-178.65*
Idade ₃	-167.43*	-708.65*	361.04	841.40*	1291.60*	-154.03*
Idade ₄	-69.14	-359.48*	580.99	395.72	975.20*	0.78
Idade ₅	-88.02	-240.24*	273.68	55.08	-334.84	-90.43
E_1	-551.58*	-2625.43*	-1252.10*	-348.05*	-15490.9*	-432.74*
E_2	-392.56*	-2304.39*	-1013.69*	-529.16*	-14276.24*	-1234.64*
E_3	-316.87*	-1835.49*	-7501.01*	-586.98*	-8815.79*	-1730.23*
Sex	-60.61*	32.61*	-53.89	23.57	-483.93*	-71.23*
Empre	301.23*	210.06*	340.23*	900.02	270.49*	123.84
Casado	-25.25	181.43*	84.25*	97.60	48.29*	90.34
Constant	959.29*	3643.27*	1399.70*	2469.24*	2044.95*	873.52*
R^2 Ajustado	0.24	0.30	0.17	0.22	0.28	0.28

Nota: $*p < 0.10$.