

Mensurando os níveis de justiça no sistema de redistribuição de renda da América Latina

Erik Alencar de Figueiredo*

Valdemiro Severiano Junior**

RESUMO - Este estudo pretende avaliar o impacto das políticas de redistribuição sobre os níveis de justiça *responsibility-sensitive* dos principais países da América Latina. Para tanto, será adotado o critério teórico de justiça contido em Bossert (1995), Konow (1996) e Cappelen e Tungodden (2007) e um instrumental de mensuração de distância entre distribuições fornecido por Granger *et al.* (2004). Os resultados indicam que o sistema de tributação não possui impacto significativo sobre os indicadores de injustiça nos países latino-americanos.

Palavras-chave: Teorias de justiça. Redistribuição. América Latina.

1 INTRODUÇÃO

Embora a literatura recente aponte para uma relação direta entre distribuição da riqueza e eficiência econômica¹, dificilmente 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, pela 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 e 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 à renda do eleitor médio, maior será a política de redistribuição adotada (*selfish redistribution*).

Sob esta linha de raciocínio, a efetividade de uma política redistributiva² poderia ser

* Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. É professor adjunto do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Paraíba e pesquisador do CNPq. Endereço eletrônico: eafigueiredo@gmail.com.

** Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Paraíba. Endereço eletrônico: valdemiro.junior@ifrn.edu.br.

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

2 De agora em diante, a expressão “política redistributiva” sintetizará as ações governamentais relacionadas aos

verificada a partir da comparação dos níveis de desigualdade pré e pós incidência de impostos e transferências (a partir de agora *pretax* e *postax*). Esta avaliação é realizada no *Latin American Economic Outlook* (2009)³. Em resumo, a comparação dos índices de Gini *pretax* e *postax* para um grupo de países selecionados, indica 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 para 28,2). Já nos países latino-americanos, o efeito é praticamente nulo.

Um possível desdobramento desta análise é considerar que, pelo menos nos países desenvolvidos, essas políticas públicas promovem um aumento na justiça social. Esta 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, individual e social, 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, por exemplo, investimento em capital humano, decisão de migrar e horas trabalhadas semanalmente, ou seja, variáveis de responsabilidade, e; a outra parte é condicionada às circunstâncias, como *background* familiar, raça, sexo, região de nascimento, entre outras.

Diante disso, considere 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*⁴. 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 e Angeletos (2005) e Bénabou e 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 e Richard (1981), mas sim 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

gastos sociais, transferências de renda e taxaço.

3 Essas informações estão no *Latin American Economic Outlook* 2009, p. 122, disponível em: <<http://www.oecd.org>>.

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

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* 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.

O caso dos países latino-americanos chama mais atenção, 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 países⁵. Porém, pouca atenção é dada ao papel do desenho das políticas redistributivas na promoção de uma situação mais justa. O que se dispõe é de estudos que investigam o papel da política fiscal sobre os índices de concentração tradicionais (GOÑI *et al.*, 2008).

Sendo assim, este estudo pretende avaliar o impacto das políticas de redistribuição sobre o nível de justiça *responsibility-sensitive* dos principais países latino-americanos. A investigação contemplará Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Uruguai. Para tanto, serão calculados os indicadores de injustiça *pretax* e *postax* para cada país, tomando como base o critério de justiça contido em Bossert (1995), Konow (1996) e Cappelen e Tungodden (2007).

2 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. Considerando uma sociedade igualitária, o parâmetro de justiça será dado por $z_i^A = \mu(A)$, com $\mu(A) = n^{-1} \sum_{i=1}^n y_i^A$. Em outras palavras, os desvios da renda observada em relação à renda média da distribuição, $u_i^A = y_i^A - z_i^A$ ou $u_i^A = y_i^A - \mu(A)$, 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; por exemplo, 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 indivíduo i é fruto de fatores de responsabilidade, x_i^R , e de não responsabilidade, x_i^{NR} , ou seja: $y_i = (x_i^R, x_i^{NR})$.

⁵ Uma importante referência pode ser encontrada em Barros *et al.* (2009).

Seguindo Bossert (1995), Konow (1996) e Cappelen e 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 , $g(x_i^R; \bullet)$, é determinada por:

$$g(x_i^R; \bullet) = \frac{1}{n} \sum_i f(x_i^R; x_i^{NR})$$

Assim, a norma justa será:

$$\tilde{z}_i = \frac{g(x_i^R; \bullet)}{\sum_j g(x_j^R; \bullet)} \sum_i y_i \quad (2.1)$$

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, \tilde{z}_i refletirá a porção da renda que o indivíduo i deveria auferir, dado o seu nível proporcional de esforço.

De forma empírica, a $f(x_i^R; x_i^{NR})$ pode ser estimada a partir da especificação log-linear:

$$\ln(y_i) = \beta x_i^R + \gamma x_i^{NR} + \varepsilon_i \quad (2.2)$$

Contudo, devem-se fazer algumas ressalvas referentes à (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, ele substitui (2.2) em (2.1), obtendo:

$$\tilde{z}_i = \frac{\exp(\beta x_i^R)}{\sum_j \exp(\beta x_j^R)} \sum_i y_i \quad (2.3)$$

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 intragrupos. Ou seja, caso se considere as horas trabalhadas como única

variável de responsabilidade, x_i^{NR} , 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 (DEVOOGHT, 2008; ALMÁS *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, admitem-se apenas os extremos: ou a característica está sob total controle dos agentes, ou não há controle algum. Para contornar este problema, assim como em Almás *et al.* (2010), serão adotados testes de robustez avaliando os resultados das medidas de distância diante de diferentes conjuntos de variáveis de responsabilidade.

3 RESULTADOS

A análise empírica considerará dois conceitos de renda: *pretax* e *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).

O conjunto de variáveis de *responsibility* será: a) os anos de estudo do indivíduo⁶; b) as horas trabalhadas por semana; e c) uma *proxy* para experiência construída a partir das informações sobre a idade dos indivíduos⁷. A variável dependente será o logaritmo da renda pessoal real de todos os trabalhos, *pretax* e *postax*. Serão considerados os chefes de família, homens ou mulheres, com idade superior a 26 anos. A renda disponível, *postax*, será 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 obtidos nos *sites* oficiais⁸.

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

6 Os anos de estudos divididos em quatro categorias: E1, baixa educação, para os indivíduos com até 4 anos de estudo (incluindo analfabetos); E2, 4 a 8 anos de estudo; E3, de nove a onze anos de estudo; e E4 para os que têm mais de nove anos de estudo.

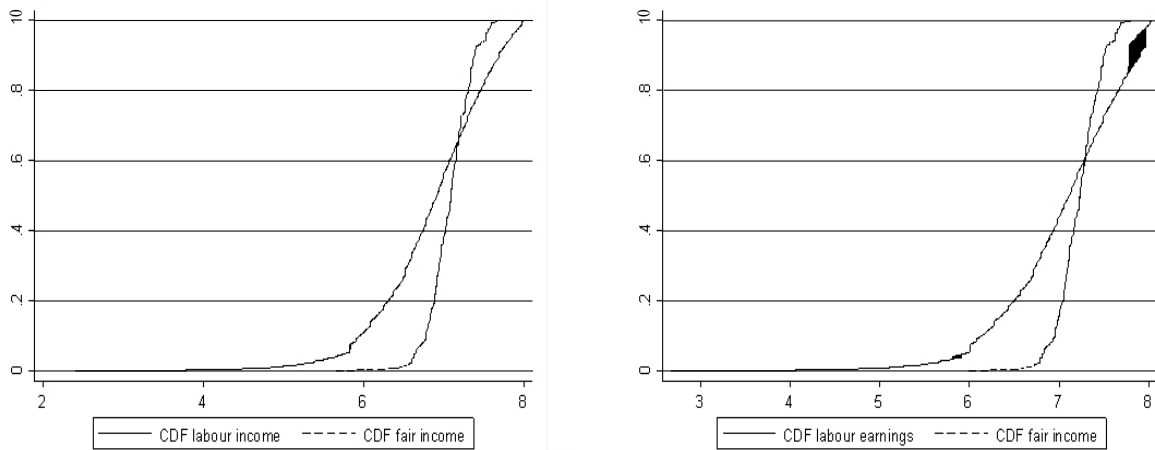
7 A idade, sintetizada por seis variáveis *dummi*, a primeira que assume valor um caso o indivíduo tenha idade entre 26 e 35 anos, Age1, a segunda para os que têm entre 36 e 45 anos, Age2, e assim por diante.

8 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>>.

o que é justo?

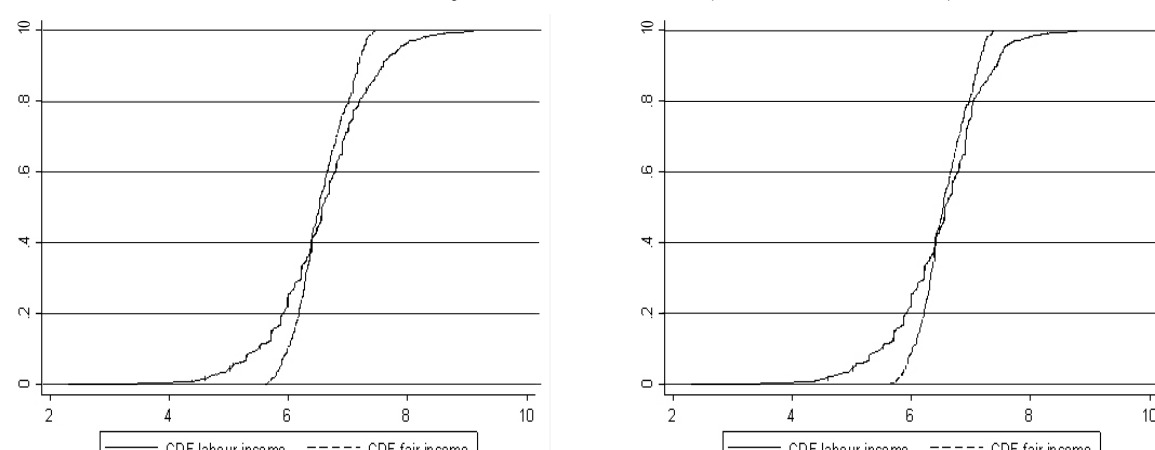
Os Gráficos 1 e 2 apresentam as primeiras respostas para estes questionamentos. Neles se observam as Funções de Distribuições Acumuladas (CDF's), para o logaritmo da renda observada (*pretax* e *postax*), e suas respectivas normas de justiça. Por restrição de espaço, só são expostos os resultados para a Argentina e o Brasil. A análise indica que não há uma alteração expressiva na distância entre as distribuições das rendas observadas e as normas de justiça.

GRÁFICO 1 - RENDAS OBSERVADA E JUSTA: BRASIL (*PRETAX* E *POSTAX*)



FONTE: Elaboração do autor.

GRÁFICO 2 - RENDAS OBSERVADA E JUSTA: ARGENTINA (*PRETAX* E *POSTAX*)



FONTE: Elaboração do autor.

A quantificação formal das distâncias entre estas distribuições será efetuada a partir da medida de *metric entropy* desenvolvida por Granger *et al.* (2004). Este 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) calculam-se as distâncias entre as rendas *pretax* e *postax* e as suas respectivas normas de justiça a partir da entropia:

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

onde $f(y)$ e $g(y)$ são as densidades marginais da renda observada e da renda justa, respectivamente; 2) verificam-se a significância estatística das distâncias adotando um teste de hipótese, onde $H_0: S_p = 0$; 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 é resumida na Tabela 1⁹. Na comparação entre os países, a Colômbia e o Brasil são os que apresentam a maior distância entre as rendas observada e justa. No que se refere à análise dos resultados *pretax* e *postax*, que fornecem um indicativo do impacto das políticas de redistribuição, a maior redução do indicador é registrada no Chile, cerca de 3%, seguida pela Argentina e o Uruguai. Todas as distâncias são significativas a 1%, o que indica que as diferenças registradas nos Gráficos 1 e 2 são, de fato, expressivas.

TABELA 1 - NÍVEIS DE INJUSTIÇA - ENTROPIA S_p

Países	Pretax		Postax		\tilde{x}_i^{Pretax} e \tilde{x}_i^{Postax}	
	S_p	p-value	S_p	p-value	S_p	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

FONTE: Dados da pesquisa.

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

Em suma, os resultados indicam que as políticas redistributivas não possuem efeito

9 As 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) calculam-se as entropias com base nas etapas anteriores. Os testes de hipóteses são calculados a partir de simulação de *bootstrap* com 999 réplicas.

significativo sobre os índices de desigualdade *responsibility-sensitive*. Estes resultados, unidos às evidências apresentadas no Latin American Economic Outlook 2009, indicam que o mecanismo redistributivo latino-americano é injusto tanto sob o ponto de vista da igualdade estrita, quanto sob critérios de justiça modernos.

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*.

Os resultados indicaram 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. Neste 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.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; ANGELETOS, G-M. Fairness and redistribution. **American Economic Review**, n. 95, p. 913-935, 2005.
- ALMÁS, I.; CAPPELEN, A.; LIND, J.; SØRENSEN, E.; TUNGODDEN, B. Measuring unfair (in)equality. **Journal of Public Economics**, v. 95, n. 7-8, p. 488-499, ago. 2010.
- BANERJEE, A.; NEWMAN, A. Occupational choice and the process of development. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 101, n. 2, p. 274-298, 1993.
- BARROS, R.; FERREIRA, F.; VEGA, J.; CHANDUVI, J.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; FREIJE-RODRÍGUEZ, S.; GIGNOUX, J. **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington: World Bank, 2009.
- BÉNABOU, R.; TIROLE, J. Belief in a just world and redistributive politics. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 121, n. 2, p. 699-746, 2006.
- BOSSERT, W. Redistribution mechanisms based on individual characteristics. **Mathematical Social Sciences**, n. 29, p. 1-17, 1995.
- CAPPELEN, A.; TUNGODDEN, B. Fairness and the proportionality principle. **Norwegian School of Economics and Business Administration**, Oslo, n. 31, 2007. Discussão.
- COWELL, F. Generalized entropy and the measurement of distributional change. **European Economic Review**, Maastricht, n. 13, p. 147-159, 1980.
- DEVOOGHT, K. To each the same and to each his own: a proposal to measure responsibility-

sensitive income inequality. **Economica**, n. 75, p. 280-295, 2008.

DWORKIN, R. What is equality? Part 2: equality of resources. **Philosophy and Public Affairs**, n. 10, p. 185-246, 1981.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. **Review of Economic Studies**, Stockholm, v. 60, n. 1, p. 35-52, 1993.

GOÑI, E.; LOPEZ, H.; SERVÉN, L. Fiscal redistribution and income inequality in Latin America. **World Bank Policy Research Working Paper**, Washington, n. 4487, 2008.

GRANGER, C.; MAASOUMI, E.; RACINE, J. A dependence metric for possibly nonlinear processes, **Journal of Time Series Analysis**, n. 25, p. 649-669, 2004.

KONOW, J. A positive theory of economic fairness. **Journal of Economic Behavior and Organization**, v. 31, n. 1, p. 13-35, 1996.

MAASOUMI, E.; RACINE, J.; STENGOS, T. Growth and convergence: a profile of distribution dynamics and mobility. **Journal of Econometrics**, v. 136, n. 2, p. 483-508, 2007.

MELTZER, A.; RICHARDS, S. A rational theory of the size of government. **Journal of Political Economy**, Chicago, n. 89, p. 914-927, 1981.

MIRRELEES, J. An exploration in the theory of optimal income taxation. **Review of Economic Studies**, Stockholm, n. 38, p. 175-208, 1971.

OECD. **Latin American Economic Outlook 2009**. Disponível em: <<http://www.oecd.org>>.

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

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

