

Desigualdade de Oportunidades no Brasil: Análise a partir do Método de Dominâncias Estocásticas

Premiado em 3º Lugar no XV Encontro Regional de Economia, realizado pelo Banco do Nordeste do Brasil e Anpec, em Fortaleza, em 19 e 20 de julho de 2010. Dois trabalhos obtiveram esta classificação.

RESUMO

Estima a desigualdade de oportunidades para o Brasil e para seus principais subgrupos populacionais. Para tanto, adota a estrutura teórica desenvolvida por Lefranc; Pistolesi e Trannoy, ou seja, a desigualdade de oportunidades será definida como a situação onde as distribuições de renda dos indivíduos, condicionadas às suas origens sociais, podem ser ranqueadas a partir de critérios de dominância estocástica. A estratégia empírica se baseia nos dados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD) e nos testes para dominância estocástica apresentados por Davidson e Duclos. Os resultados sugerem que a hipótese da existência da desigualdade de oportunidades é estatisticamente significativa tanto para o Brasil quanto para os seus subgrupos populacionais. O cálculo do índice de oportunidade de Gini indica que a desigualdade de oportunidades brasileira é quase o dobro da norte-americana e que o Nordeste apresenta a maior desigualdade de oportunidade dentre as regiões geográficas analisadas.

PALAVRAS-CHAVE

Desigualdade de Oportunidades. Dominância de Lorenz. Índice de Gini de Oportunidade.

Erik Alencar de Figueiredo

- Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE)/Universidade Federal da Paraíba (UFPB);
- Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul;
- Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPB;
- Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)-Brasil.

José Luis da Silva Netto Junior (PPGE/UFPB)

- Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul;
- Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPB.

1 – INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, as questões relativas à distribuição de renda transcenderam os temas sugeridos pela agenda de pesquisa tradicional. Não que o cálculo e a análise dos níveis de desigualdade de renda e de pobreza sejam irrelevantes. No entanto, outros temas, entre eles, o entendimento e a mensuração dos efeitos da distribuição dos rendimentos sobre o nível e o crescimento do produto¹ e a associação entre o resultado econômico e as teorias de justiça social² têm ganhado um espaço considerável na literatura.

Nesse contexto, destaca-se o conceito da desigualdade de oportunidades onde o resultado econômico de um indivíduo passa a ser tratado a partir de uma abordagem condicionada a suas potencialidades *ex-ante*. Por exemplo, a desigualdade de renda será uma função dos diferentes níveis de oportunidades aos quais as pessoas se defrontam ao longo do seu ciclo de vida. Vale observar que a realização *ex-post* das potencialidades é representada pelo seu nível de renda ou de utilidade.

Duas concepções de desigualdade de oportunidades têm prevalecido. A primeira assume que os resultados individuais são determinados por fatores de “responsabilidade” e “não-responsabilidade” (*responsibility and non responsibility*). (ROEMER, 1998). Ou seja, uma parte da renda de um indivíduo é resultante do seu esforço e de seu investimento em capital humano, fatores de “responsabilidade”; a outra resulta de fatores “não-responsabilidade”, como *background* social, raça, sexo, região de nascimento, entre outras. A segunda abordagem foca no conjunto de oportunidades às quais os indivíduos possuem acesso. (PATTANAIK; XU, 1990; KRANICH, 1996). O fato é que, independente da caracterização da desigualdade de oportunidades, esse novo conceito possui uma importante implicação: somente a

desigualdade oriunda das variáveis de circunstância, ou de não-responsabilidade, é socialmente indesejável. Nas palavras de Ramos e Van de Gaer (2009), surgem às desigualdades “ofensiva” e “inofensiva”. Para alguns autores, entre eles Dworkin (1981), as políticas econômicas e sociais devem combater unicamente a desigualdade de oportunidades, ou seja, as de não-responsabilidade (circunstanciais), deixando os indivíduos arcarem com as consequências de decisões de natureza individual.³

Como é comum na abordagem econômica, o surgimento de um novo conceito demanda resultados empíricos. Nesse contexto, um estudo de caso envolvendo o Brasil se justifica em três aspectos: primeiro, por ele possuir uma das piores distribuições pessoais de renda do mundo; segundo, devido ao pensamento corrente de que a sociedade brasileira possui uma alta dívida social, fato que vem embasando as políticas de redistribuição e compensação;⁴ e, por fim, devido à grande heterogeneidade regional brasileira.

O estudo de Bourguignon; Ferreira e Menéndez (2007) constitui um dos esforços pioneiros na determinação do nível de desigualdade de oportunidades brasileiro. Para tanto, os autores adotam a separação dos fatores de “responsabilidade” e “não-responsabilidade”, considerando o esforço como uma variável observável. Seus resultados apontam para a elevada desigualdade de oportunidades no Brasil, identificando a educação dos pais como o fator de “não-responsabilidade” mais importante para a determinação do nível da renda. Utilizando uma abordagem não-paramétrica bivariada e ancorados no Axioma da Identificação de Roemer,⁵ Figueiredo e Ziegelmann (2010) destacam a elevada desigualdade de oportunidades brasileira quando comparada aos resultados norte-americanos. Para se ter uma ideia

1 Em resumo, os trabalhos exploram a associação entre a distribuição da riqueza e a eficiência econômica. Ver, entre outros, Galor e Zeira (1993); Banerjee e Newman (1993) e Banerjee e Duflo (1993).

2 Seja no âmbito normativo, muito comum em estudos filosóficos, como Rawls (1971); Dworkin (1981) e Sen (1985), entre outros, ou a partir de sua inserção em modelos econômicos positivos, como proposto por Ferreira e Walton (2006).

3 As regras de compensação, no entanto, não são consensuais. Para detalhes, ver Fleurbaey e Maniquet (2005).

4 A partir da segunda metade da década de 1990, os governos federais vêm adotando uma série de políticas de redistribuição de renda, classificadas como “políticas afirmativas”. Entre elas, podem-se citar as cotas para os negros e índios nas universidades públicas, bolsas alimentação e escola, entre outras.

5 O axioma postula que duas pessoas com níveis diferentes de oportunidades, porém no mesmo percentil da distribuição dentro de seu tipo, possuem o mesmo nível de esforço, ver Roemer (1996).

da magnitude dessa desigualdade, observou-se que a diferença de esforço entre os indivíduos cujos pais pertencem aos 25% mais pobres em relação aqueles cujos pais se situam entre os 25% mais ricos é de, aproximadamente, 56% nos Estados Unidos e 112% no Brasil. Em suma, conclui-se que aqueles cujos pais pertencem aos extratos inferiores da distribuição têm de empreender um maior nível de esforço com vistas a alcançar um determinado nível de renda.⁶

De uma forma geral, as principais evidências relacionadas à mensuração da desigualdade de oportunidades brasileira apresentam importantes limitações. No caso do estudo de Bourguignon; Ferreira e Menéndez (2007), a criação de uma distribuição contrafactual aliada à suposição de que o esforço é um fator observável está sujeita a, pelo menos, duas críticas: a) a primeira refere-se à endogeneidade e à identificação das formas funcionais das equações de rendimento; e b) a segunda relativa ao cálculo dos índices de desigualdade a partir de distribuições contrafactuais, o que, na visão de Devooght (2008), fere o axioma da anonimidade. Já a abordagem utilizada em Figueiredo e Ziegelmann (2010) também está sujeita a vieses oriundos da endogeneidade, além de apoiar-se em uma suposição demasiadamente forte, a saber, o Axioma de Identificação de Roemer.

Diante desses fatos, o presente estudo adota uma abordagem diferenciada para a desigualdade de oportunidades. Aqui, os indivíduos são analisados de acordo com o conjunto de oportunidades ao qual eles possuem acesso. Desta forma, a igualdade de oportunidades existe apenas quando indivíduos de vetores de circunstâncias diferenciados não possuem vantagens entre si. Logo, a desigualdade de oportunidades é definida como a situação onde as distribuições de renda dos indivíduos, condicionadas às suas origens sociais, podem ser ranqueadas a partir de critérios de dominância estocástica.

Isso posto, o presente estudo tem como objetivo estimar a desigualdade de oportunidades para o Brasil e para seus principais subgrupos populacionais,

⁶ Outros indicadores do elevado nível de desigualdade de oportunidades brasileiro podem ser encontrados em Cogneau e Gignoux (2005) e Barros et al. (2009) e nas evidências de baixa mobilidade intergeracional contidas em Ferreira e Veloso (2006).

em especial, suas macrorregiões geográficas. Para tanto, consideram-se o modelo teórico desenvolvido por Lefranc; Pistolesi e Trannoy (2004, 2008) e os testes para dominância estocástica apresentados em Davidson e Duclos (2000). Adicionalmente, e visando a promoção de uma medida ordinal para a desigualdade, adotar-se-á o Índice de Oportunidade de Gini, proposto por Lefranc; Pistolesi e Trannoy (2008).

Inclusa esta introdução, o presente estudo está dividido em cinco partes. Na segunda parte, será apresentada a metodologia e a estratégia empírica do estudo. A seção três apresentará os resultados estimados e, na quarta parte, serão feitas as considerações finais.

2 – MÉTODO E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção, serão apresentados a metodologia e os principais elementos da estratégia empírica do estudo. Em primeiro lugar, discute-se o conceito teórico da igualdade de oportunidades. Em seguida, serão apresentados os instrumentais estatísticos utilizados para testá-la. Por fim, faz-se uma breve descrição do banco de dados utilizado.

2.1 – Igualdade de Oportunidades

A visão prevalecente na literatura relacionada à igualdade de oportunidades afirma que a desigualdade de renda entre os indivíduos é originada por fatores de responsabilidade e de não-responsabilidade. O primeiro grupo está associado às variáveis que denotam o esforço dos indivíduos, tais como nível educacional, decisão de migrar, horas trabalhadas por ano, entre outras. O segundo foge do controle dos agentes econômicos e é representado por variáveis circunstâncias, ou seja, *background* familiar (nível educacional e ocupação dos pais), atributos individuais como raça, gênero, idade ou região de nascimento, entre outras.⁷

⁷ Para uma lista de variáveis utilizadas em estudos empíricos, ver Ramos e Van de Gaer (2009). Bourguignon; Ferreira e Menéndez (2007) e Pistolesi (2009), por exemplo, levantam esta discussão e propõem soluções baseadas, respectivamente, em variáveis instrumentais e em modelos não-paramétricos.

A separação destes dois fatores possui uma importante implicação: somente a desigualdade oriunda das variáveis de circunstância é socialmente indesejável. Em outras palavras, abre-se a possibilidade de se abordar a desigualdade como “ofensiva” e “inofensiva”. Sob este enfoque, pode-se decompor a desigualdade de uma determinada distribuição de renda, $I(y^a)$, a partir da criação de duas distribuições contrafactuais. Uma livre da desigualdade relacionada às circunstâncias, $I(y^c)$, e a outra onde não há desigualdade resultante do esforço, $I(y^e)$, que, por sua vez, equivale à desigualdade de oportunidades.

Contudo, a criação de distribuições contrafactuais não constitui uma tarefa simples. Recentemente, Ramos e Van de Gaer (2009) listam uma série de dificuldades relacionadas a este desafio empírico, tomando como ponto de partida a caracterização do esforço. Quando o esforço é considerado um fator observável, os estudos defrontam-se com problemas relacionados à endogeneidade e a identificação das formas funcionais das equações de rendimento.⁸

Já a abordagem que considera o esforço como um fator não-observável necessita de suposições relacionadas ao comportamento dos agentes pertencentes a uma mesma classe de circunstâncias. Normalmente, postula-se a validade do Axioma da Identificação de Roemer. (ROEMER, 1996).⁹ No mais, independente da caracterização das variáveis de esforço, as abordagens estão sujeitas a importantes críticas. A principal delas reside no fato de que o cálculo dos índices de desigualdade sobre a distribuição contrafactual, $I(y^e)$, não obedece ao axioma da anonimidade. (DEVOOGHT, 2008). Diante disso, este estudo opta por um referencial alternativo para a igualdade de oportunidades, focando no conjunto de oportunidades ao qual os indivíduos possuem acesso.¹⁰

8 Bourguignon; Ferreira e Menéndez (2007) e Pistolesi (2009), por exemplo, levantam esta discussão e propõem soluções baseadas, respectivamente, em variáveis instrumentais e em modelos não-paramétricos.

9 Para detalhes, ver Checchi e Peragine (2009).

10 Esta visão foi proposta, inicialmente, por Pattanaik e Xu (1990) e Kranich (1996) e é discutida em detalhes em Lefranc; Pistolesi e Trannoy (2004). Para uma comparação entre as abordagens, ver Ooghe; Schokkaert e Van de Gaer (2007).

Neste caso, a igualdade de oportunidades prevalecerá se e somente se os indivíduos associados a um determinado vetor de circunstâncias não possuírem vantagens sobre outro grupo de indivíduos relacionados a outro vetor de circunstâncias. Para deixar este conceito mais claro, considere que os indivíduos podem escolher as circunstâncias s ou s' . Neste caso, a circunstância s possui vantagem sobre a s' se todos os indivíduos preferem o conjunto de oportunidades relacionado a s em detrimento ao conjunto associado a s' . A igualdade de oportunidades vigorará, se eles forem indiferentes na escolha entre os dois conjuntos. No que se refere à aquisição de renda, o conjunto de oportunidades oferecido ao indivíduo com a circunstância s será sumarizado pela a distribuição da renda x condicionada a s , denotada por $F(x|s)$. Definindo S como o conjunto de todos os possíveis vetores de variáveis de circunstância, a escolha entre os diversos elementos de S está associada à escolha das diversas loterias de renda com distribuição $F(x|s)$.

Neste sentido, a igualdade de oportunidades pode ser testada pelo ranqueamento ou não destas loterias a partir dos critérios de dominância estocástica. Serão considerados dois tipos de ranqueamento, a dominância estocástica de primeira ordem (FSD) e a dominância estocástica de segunda ordem (SSD). Diz-se que a loteria $F(x|s)$ domina a loteria $F(x|s')$ em primeira ordem se:

$$F(x|s) \leq F(x|s') \quad \forall x \in \mathbb{R}^+.$$

Ou seja, $^s \succeq_{FSD} s'$.

O critério de FSD é largamente utilizado no ranqueamento de loterias, contudo, dentro da Teoria da Utilidade Esperada (EUT), este critério requer que os indivíduos possuam atitudes similares frente ao risco (amantes, aversos ou com atitude variada). Caso o critério de FSD não prevaleça, pode-se lançar mão do critério de SSD, isto é

$$\int_0^x F(y|s)dy \leq \int_0^x F(y|s')dy \quad \forall x \in \mathbb{R}^+.$$

De acordo com Shorrocks (1983), a SSD é equivalente à dominância da curva de Lorenz Generalizada (GL):

$$\forall x \in \mathfrak{R} +^s \succeq SSD^{s'} \Leftrightarrow \forall p \in [0, 1] GL_{F(\cdot|s)}(p) \geq GL_{F(\cdot|s')}(p),$$

Onde $GL_{F(\cdot|s)}(p)$ é o valor da curva GL no ponto p da distribuição $F(\cdot|s)$.

Isto posto, a análise das curvas GL pode conduzir aos seguintes resultados: a) as curvas são iguais; b) elas se cruzam e; c) uma curva está acima da outra. A igualdade de oportunidades prevalecerá nos casos “a” e “b”, sendo igualdade forte no primeiro e fraca no segundo. A alternativa “c” indica, por exemplo, que a circunstância s domina a s' ($s \succeq SSD^{s'}$). Neste caso, a dominância dever-se-á ao maior retorno da loteria associada a s ou ao maior risco da loteria relacionada a s' .

Para distinguir as duas situações possíveis na alternativa “c”, Lefranc; Pistolesi e Trannoy (2008) propõem um teste baseado nas curvas de Lorenz padrões. Para tanto, comparam as distribuições condicionais centradas na média. Desta forma, sendo $L_{F(\cdot|s)}(p)$ a curva de Lorenz no ponto p da distribuição $F(\cdot|s)$, a loteria relacionada a s possuirá menor risco do que a loteria associada a s' se

$$\forall p \in [0, 1] L_{F(\cdot|s)}(p) \geq L_{F(\cdot|s')}(p). \quad [2.1]$$

Caso a desigualdade acima não seja mantida, não teremos distinção de risco e a diferença entre as curvas GL , observadas na situação “c”, será oriunda, exclusivamente, dos retornos associados às loterias. Em suma, tanto o teste para a desigualdade de oportunidades quanto a caracterização de sua natureza, caso eles ocorram (equação (2.1)), necessitam de testes para dominância estocástica. Por conta disso, a próxima seção ocupar-se-á com a apresentação de um instrumental robusto para a comparação de duas distribuições condicionadas.

2.2 – Teste para Dominância Estocástica

Definindo, de forma recursiva,

$$\hat{D}^1(y) = F(y), \quad D^{s+1}(y) = \int_0^y D^s(z) dz, \quad s = 1, 2, 3, \dots,$$

Onde D^1 é uma função de distribuição acumulada (FDA), D^2 é a integral de D^1 , entre 0 e y , D^3 é a integral de D^2 entre 0 e y e assim por diante. Por definição, a

distribuição B domina a distribuição A de ordem s se $D^s_A(y) \geq D^s_B(y)$ para todos os argumentos de y . No caso específico estudado aqui, o limite inferior 0 pode ser substituído pela renda mais baixa observada na distribuição.

Neste estudo, os testes para dominância estocástica serão conduzidos a partir do instrumental desenvolvido por Davidson e Duclos (2000). Optou-se por esta ferramenta devido ao seu melhor desempenho frente aos demais testes de dominância.¹¹ Para tanto, considere uma amostra de N observações independentes $y_i, i = 1, 2, \dots, N$, e o seguinte estimador para D^s :

$$\hat{D}_Y^s(z) = \frac{1}{N(s-1)!} \sum_{i=1}^z (z - y_i)^{s-1} I(y_i \leq z),$$

Onde $I(\cdot)$ é uma função indicadora que assume valor um se o argumento é verdadeiro e zero caso contrário. A variância de \hat{D}_Y^s é dada por:

$$\hat{V}_Y^s(z) = \frac{1}{N} \left[\frac{1}{((s-1)!)^2} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^z (z - y_i)^{2s-2} I(y_i \leq z) - \hat{D}_Y^s(z)^2 \right]$$

A estatística utilizada para testar a igualdade de duas distribuições envolve a diferença de suas estimativas, digamos, $\hat{D}_Y^s - \hat{D}_X^s$, normalizada por suas variâncias, no caso de amostras independentes, $\hat{V}_Y^s - \hat{V}_X^s$, ou seja:

$$T^s(z) = \frac{\hat{D}_Y^s - \hat{D}_X^s}{\sqrt{\hat{V}_Y^s - \hat{V}_X^s}} \quad [2.2]$$

As hipóteses nula e alternativa são, respectivamente, $H_0: D_Y^s = D_X^s$ e $H_A: D_Y^s \neq D_X^s$. Sob a hipótese nula (2.2), tem-se uma distribuição assintoticamente Normal.

2.3 – Índice de Desigualdade de Oportunidades

Os testes para dominância estocástica identificam as situações caracterizadas pela desigualdade de oportunidades. Porém eles não possibilitam o

¹¹ Esta conclusão é fornecida por Tse e Zhang (2004) a partir de simulações de Monte Carlo.

ordenamento da desigualdade. Por exemplo, digamos que os testes para dominância identifiquem a desigualdade de oportunidades para a amostra dos homens e das mulheres, em qual dessas amostras a desigualdade é superior? Buscando uma medida ordinal para a desigualdade de oportunidades, Lefranc; Pistolesi e Trannoy (2008) propõem o Gini-opportunity index:

$$GO(y) = \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^k \sum_{j>i} p_i p_j (\mu_j (1 - G_j) - \mu_i (1 - G_i))$$

Onde μ é a média da população, os índices i e j denotam os tipos relacionados às circunstâncias e G é o índice de Gini. Note que cada conjunto de oportunidades é definido a partir de duas vezes a área sob a curva GL , i.e., para a circunstância s , essa área será $\mu_s(1 - G_s)$. Esta medida pode ser interpretada como o grau de satisfação dos indivíduos com circunstâncias comuns. (YITZHAKI, 1979).

2.4 – Dados

Os dados utilizados neste estudo foram captados na Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) para o ano de 1996. Este ano foi escolhido por conta do suplemento de mobilidade social, onde são sumarizadas as informações relacionadas à educação, escolaridade e ocupação dos pais dos indivíduos selecionados. Desta forma, podem-se selecionar as variáveis de circunstância, no caso desse estudo, escolaridade e ocupação do pai. Este suplemento tem sido largamente utilizado em pesquisas relacionadas à mobilidade de renda e desigualdade de oportunidades.¹² Os rendimentos serão representados pela “renda real de todos os trabalhos”, expressa em Reais de setembro de 2007. As variáveis de circunstância relacionadas ao *background* familiar, em particular educação e ocupação do pai, serão divididas em três categorias: E1, baixa escolaridade, para o pai com menos de três anos de estudo; E2, escolaridade média, de quatro a oito anos de estudo e; E3, alta escolaridade, acima de nove anos de estudo (incluindo pai com nível superior).

Para subdividir as ocupações, adotou-se uma modificação na classificação proposta por Pastore e Silva (1999). Em resumo, as 927 ocupações contidas na pesquisa foram resumidas em: Ocp1, nível de ocupação com baixo estoque de capital humano, por exemplo, lavradores, pescadores, lenhadores, serventes, vigias, entre outros; Ocp2, nível de ocupação médio, pedreiros, eletricitistas, marceneiros, chefes de nível baixo, diretores etc.; Ocp3, nível de ocupação com alto estoque de capital humano, magistrados, pessoas com nível superior etc.

Consideraram-se somente os chefes de família, homens e mulheres, com idade entre 25 e 65 anos, residindo em zonas urbanas. A amostra conta com 2.368 indivíduos. Considerando o desenho complexo, a amostra é expandida para 19.565.783 indivíduos. Destes, 20% são mulheres e 46% são não-brancos (negros, pardos, indígenas, entre outros). Do ponto de vista geográfico, 5% residem na região Norte; 22% na região Nordeste; 41% na Sudeste, 20% na Sul. Com relação as variáveis de circunstâncias, 68% dos pais têm baixa escolaridade, E1; 30% têm escolaridade média, E2; e apenas 2% se enquadram na faixa da alta escolaridade, E3. A distribuição por ocupação dos pais é similar. Cerca de 60% dos pais se enquadram na categoria Ocp1, enquanto apenas 6% estão na Ocp3.

3 – RESULTADOS

Nesta seção, serão apresentados e discutidos os principais resultados do artigo. No primeiro momento (seção 3.1), faz-se uma análise preliminar do banco de dados. A desigualdade de oportunidades será tratada nas subseções 3.2 e 3.3 a partir da aplicação do instrumental proposto por Lefranc; Pistolesi e Trannoy (2008).

3.1 – Análise Preliminar

A análise empírica considerará os dados agregados e alguns subgrupos populacionais, a saber: gênero, raça e macrorregiões geográficas. Convém destacar que os resultados desagregados estão sujeitos a possíveis vieses. A renda das mulheres, por exemplo, pode ser afetada por questões de fertilidade. (CAMERON; HECKMAN, 2001). Já a desagregação geográfica, necessária dada a grande heterogeneidade

¹² Ver, por exemplo, Ferreira e Veloso (2006) e Bourguignon; Ferreira e Menéndez (2007).

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

	Renda Média	Desvio-padrão	Gini	P90/P10
Brasil	696,18	1031,78	0,56	13,39
Branços	876,71	1247,76	0,55	16,66
Não-brancos	454,45	551,42	0,58	10,00
Homens	731,29	1031,28	0,54	14,28
Mulheres	540,13	1020,30	0,60	15,00
Norte	488,84	574,23	0,51	10,71
Nordeste	408,28	661,81	0,60	16,07
Centro-Oeste	632,54	1004,85	0,56	13,39
Sudeste	810,85	1087,07	0,53	12,67
Sul	736,36	1212,41	0,55	13,39

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

regional brasileira, pode ser influenciada pelos movimentos migratórios. Por fim, todas as estimações consideram o desenho amostral complexo.

A Tabela 1 sintetiza algumas informações relacionadas aos níveis de renda no Brasil. O primeiro destaque é a diferença entre as rendas médias dos brancos e não-brancos e de homens e mulheres. A renda dos brancos, por exemplo, é quase duas

vezes superior à dos não-brancos. Do ponto de vista regional, a diferença de renda reflete a heterogeneidade geográfica brasileira, apontando as regiões Norte e Nordeste como as menos desenvolvidas e as regiões Sudeste e Sul como as mais desenvolvidas.

No que diz respeito à distribuição dos rendimentos, o elevado índice de Gini para o Brasil, 0,56, classifica o país como uma das nações mais desiguais do

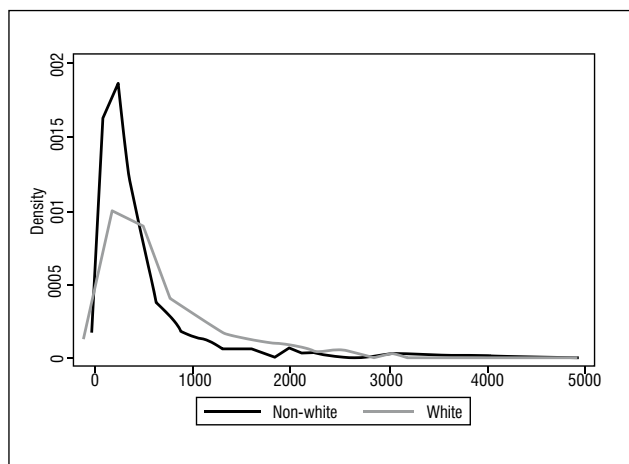


Gráfico 1 – Densidades para as Rendas de Brancos (White) e Não-brancos (Non-white)

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

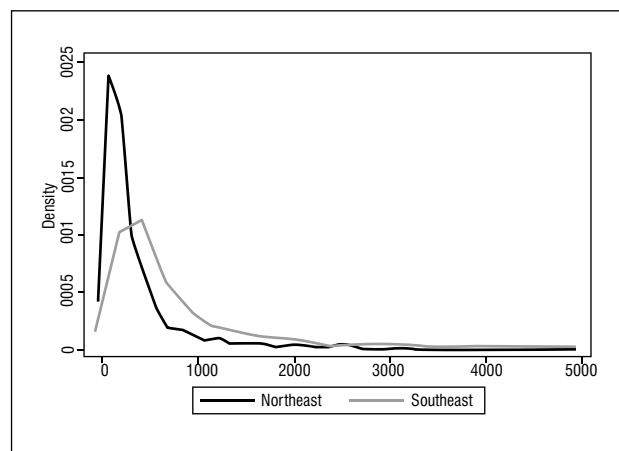


Gráfico 2 – Densidades para as Rendas das regiões Sudeste (Southeast) e Nordeste (Northeast)

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

mondo.¹³ Para se ter uma ideia da magnitude deste resultado, os índices de Gini para as nações desenvolvidas situam-se entre 0,19 e 0,35.¹⁴ A análise desagregada indica que a desigualdade é maior: a) para os brancos, se comparados aos não-brancos; b) para as mulheres e; c) para o Nordeste. Para se ter uma representação visual das diferentes distribuições, foram estimadas densidades kernel para alguns subgrupos.¹⁵

O Gráfico 1 compara as densidades de renda para os brancos e não-brancos. Nota-se que a menor desigualdade para os não-brancos é resultante da maior concentração da renda nos quantis inferiores da distribuição. Do ponto de vista regional, a comparação das densidades do Nordeste e do Sudeste (Gráfico 2) confirma o comportamento sugerido na Tabela 1: a região mais pobre (Nordeste), além de apresentar uma menor renda média, possui uma distribuição mais desigual.

Em suma, a análise preliminar destaca importantes heterogeneidades na amostra. Neste sentido, a desagregação auxiliará na composição das variáveis de circunstâncias, dado que o gênero, a raça e o local de nascimento influenciam os níveis de desigualdade de renda. Desta forma, torna-se prudente considerá-los na análise relacionada à desigualdade de oportunidades.

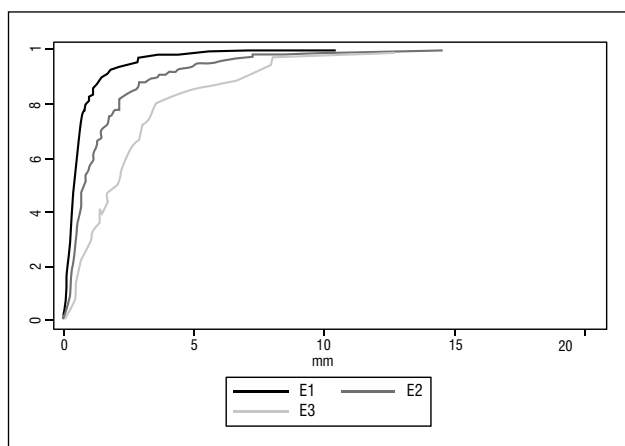


Gráfico 3 – Distribuição da Renda Condicionada Relativa ao Background Social

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

3.2 – Testes para as Dominâncias Estocásticas

Nesta seção, a desigualdade de oportunidades será definida como a situação onde as distribuições de renda dos indivíduos, condicionadas às suas origens sociais, podem ser ranqueadas a partir de critérios de dominância estocástica. Para tanto, utilizar-se-ão os testes não-paramétricos desenvolvidos por Davidson e Duclos (2000). A origem social do indivíduo, ou variáveis circunstanciais, será representada pela educação e pela ocupação de seu pai. Os níveis de renda serão expressos como uma proporção da renda média.

Desta forma, os resultados relativos aos diversos subgrupos populacionais são *dimension-free* e podem ser comparados entre si. Os Gráficos 3 e 4 apresentam as Funções de Densidade Acumulada (FDA) para a renda relativa dos indivíduos condicionadas, respectivamente, ao nível educacional e ocupação de seus pais. Observa-se que os indivíduos com pais mais educados possuem níveis de renda superiores. Ou seja, a FDA associada a E^3 está mais à direita do que a FDA associada a E^2 , que, por sua vez, está mais à direita do que a FDA relacionada a E^1 .

Comportamento similar é observado quando se consideram os níveis ocupacionais dos pais. Desta

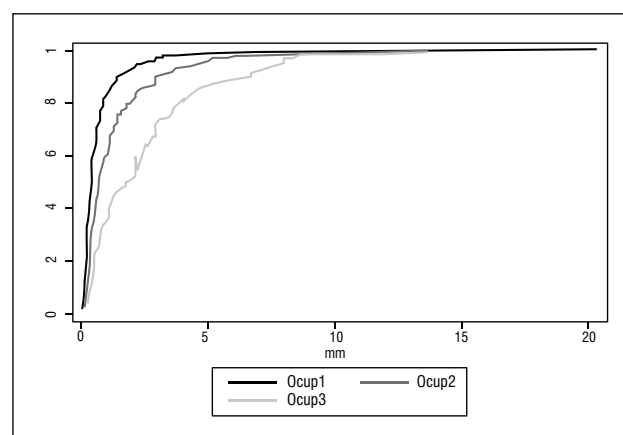


Gráfico 4 – Distribuição da Renda Condicionada Relativa ao Background Social

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

¹³ Para detalhes, ver Squire e Zou (1998).

¹⁴ Ver Lefranc et al. (2008).

¹⁵ Considerou-se um kernel Epanechnikov com uma janela plug-in simples.

forma, a FDA associada ao setor mais intensivo em capital humano, está mais à direita do que as demais. Em resumo, assim como o nível educacional, o setor de atividade do pai parece influenciar o nível de renda do filho.

Os resultados desagregados, considerando o nível educacional do pai como variável de circunstância, encontram-se nos Gráficos A1 a A8 em anexo. Nesta análise, as diferenças entre as curvas revelam a “magnitude” da desigualdade de oportunidades. Neste sentido, a Nordeste (Gráfico A9) parece apresentar o maior nível de desigualdade de oportunidades, caracterizado pela distância entre as curvas. Já os resultados para as mulheres, não-brancos e regiões Centro-Oeste e Sul não permitem um ranqueamento das curvas, pois a FDA para E_1 corta as demais.

Novamente, os resultados obtidos a partir do nível de ocupação dos pais (Gráficos A10 a A15, anexas), são similares. O Nordeste continua apresentando o maior nível de desigualdade de oportunidades. A diferença é que agora as FDAs para as mulheres podem ser ranqueadas. Contudo, para o subgrupo populacional não-brancos e as regiões Centro-Oeste e Sul, as FDAs se cruzam. Diante destas evidências visuais, a pergunta que segue é: as diferenças entre as FDAs são estatisticamente significativas? A resposta para este questionamento será obtida a partir dos testes para dominância estocástica desenvolvidos por Davidson e Duclos (2000). O algoritmo utilizado considera um *bootstrap* com 1.000 réplicas para o cálculo dos p-valores. A comparação entre as curvas dar-se-á a partir de dez pontos da curva (0,10 , 0,20 , 0,30 , ...).

A comparação entre duas distribuições, A e B, será efetuada a partir dos seguintes procedimentos: 1) caso a hipótese nula não possa ser rejeitada, diz-se que há uma forte igualdade de oportunidades; 2) se A domina B em primeira ou segunda ordem, faz-se um segundo teste visando observar se B domina A. Caso B não domine A, a igualdade de oportunidades será violada. No entanto, esta combinação de testes pode resultar em uma situação onde A domina B e B domina A. Neste caso, conclui-se que a igualdade de oportunidades forte é rejeitada, mas a igualdade de oportunidades fraca prevalece.

Os resultados estão sumarizados nas Tabelas 2 e 3. A Tabela 2 considera o nível educacional dos pais como variável de circunstância. Na Tabela 3, tem-se o setor de ocupação dos pais. De uma forma geral, os resultados confirmam a análise visual, ou seja, rejeitou-se a hipótese da igualdade de oportunidades para o Brasil e todos os seus subgrupos populacionais.

As curvas que, inicialmente, não poderiam ser ranqueadas na análise visual mostraram-se significativamente diferentes.

Diante desses resultados, questiona-se: as diferenças entre as diversas loterias estão relacionadas aos seus diferentes retornos ou a padrões de riscos distintos? Para responder a esta pergunta, aplica-se uma série de testes para dominância de Lorenz, como sugerido na subseção 2.1. Os resultados estão dispostos no Quadro A1, anexo. Por restrição de espaço, serão apresentados apenas os testes relacionados à variável de circunstância educação do pai.¹⁶

Em suma, não se pôde rejeitar a hipótese da igualdade entre as curvas de Lorenz em todas as situações. Ou seja, a diferença entre as loterias se deve aos seus retornos e não aos seus níveis de risco.

3.3 – Índice de Desigualdade de Oportunidades

Os resultados relativos ao índice de desigualdade de oportunidades estão na Tabela 4. O índice de Gini, já apresentado na Tabela 1, foi inserido como uma forma de comparação. Em linhas gerais, os resultados apontam para uma elevada desigualdade de oportunidades no Brasil. Para se ter uma ideia de sua magnitude, o índice GO para os países desenvolvidos, de acordo com Lefranc; Pistolesi e Trannoy (2008), situa-se entre 0,005 e 0,076 (Noruega e Itália, respectivamente).

Para o Brasil, este resultado é igual a 0,12, o que representa quase o dobro do índice dos EUA, por exemplo. Estes resultados são compatíveis com os achados de Figueirêdo e Zieglemann (2010). Utilizando um instrumental não-paramétrico e ancorado na Identificação de Roemer, aqueles autores apontam para

¹⁶ Os resultados não se alteram quando se considera a ocupação do pai.

Tabela 2 – Teste de Dominância Estocástica

Brasil				Homens			Mulheres		
	E ₁	E ₂	E ₃	E ₁	E ₂	E ₃	E ₁	E ₂	E ₃
E ₁	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₁
E ₂	--	--	< ₁	--	--	< ₁	--	--	< ₂
E ₃	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Não-brancos				Branços			Centro-Oeste		
	E ₁	E ₂	E ₃	E ₁	E ₂	E ₃	E ₁	E ₂	E ₃
E ₁	--	< ₁	< ₂	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₁
E ₂	--	--	< ₂	--	--	< ₁	--	--	< ₂
E ₃	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Nordeste				Sudeste			Sul		
	E ₁	E ₂	E ₃	E ₁	E ₂	E ₃	E ₁	E ₂	E ₃
E ₁	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₁
E ₂	--	--	< ₁	--	--	< ₁	--	--	< ₂
E ₃	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Nota: Os símbolos são interpretados da seguinte forma: “<₁” a coluna domina a linha em primeira ordem; “<₂” a coluna domina a linha em segunda ordem; “=” a função de distribuição acumulada é idêntica.

Tabela 3 – Teste de Dominância Estocástica

	Brasil			Homens			Mulheres		
	Ocup ₁	Ocup ₂	Ocup ₃	Ocup ₁	Ocup ₂	Ocup ₃	Ocup ₁	Ocup ₂	Ocup ₃
Ocup ₁	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₁
Ocup ₂	--	--	< ₁	--	--	< ₁	--	--	< ₁
Ocup ₃	--	--	--	--	--	--	--	--	--
	Não-brancos			Branços			Centro-Oeste		
	Ocup ₁	Ocup ₂	Ocup ₃	Ocup ₁	Ocup ₂	Ocup ₃	Ocup ₁	Ocup ₂	Ocup ₃
Ocup ₁	--	< ₁	< ₂	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₁
Ocup ₂	--	--	< ₂	--	--	< ₁	--	--	< ₂
Ocup ₃	--	--	--	--	--	--	--	--	--
	Nordeste			Sudeste			Sul		
	Ocup ₁	Ocup ₂	Ocup ₃	Ocup ₁	Ocup ₂	Ocup ₃	Ocup ₁	Ocup ₂	Ocup ₃
Ocup ₁	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₁	--	< ₁	< ₂
Ocup ₂	--	--	< ₁	--	--	< ₁	--	--	< ₁
Ocup ₃	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Nota: Os símbolos são interpretados da seguinte forma: “<₁” a coluna domina a linha em primeira ordem; “<₂” a coluna domina a linha em segunda ordem; “=” a função de distribuição acumulada é idêntica.

Tabela 4 – Índice de Desigualdade de Oportunidades

	GO _E	GO _{Ocp}	Gini
Brasil	0,12	0,12	0,56
Branços	0,11	0,11	0,55
Não-branços	0,09	0,10	0,50
Homens	0,12	0,12	0,54
Mulheres	0,13	0,12	0,60
Norte	0,13	0,13	0,51
Nordeste	0,14	0,15	0,60
Centro-Oeste	0,11	0,10	0,56
Sudeste	0,11	0,10	0,53
Sul	0,11	0,11	0,55

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

a diferença expressiva entre os índices de desigualdade de oportunidades brasileira e norte-americana.

No que se refere aos subgrupos populacionais, destaca-se o alto nível de desigualdade de oportunidades da região Nordeste. Deste modo, é correto caracterizar esta região não só por seu alto nível de desigualdade de renda como também por uma expressiva desigualdade de oportunidades. No entanto, é importante ressaltar que os indicadores aqui apresentados não consideram, no tocante a características individuais, a figura do migrante, o que, por sua vez, implica em não se levar em consideração a questão da seletividade. (SANTOS JUNIOR; FERREIRA; MENEZES FILHO, 2005). Logo, os valores podem estar viesados no sentido de superestimar a igualdade da região Sudeste, polo de destino dos migrantes, e subestimar a da região Nordeste, polo histórico de origem de migrantes inter-regionais.

Contudo, cabe destacar que a maior igualdade de oportunidades no Sudeste se coaduna, de certa forma, com as conclusões do estudo de Netto Junior; Pôrto Junior e Figueiredo (2008). Aquele texto conclui que as famílias de migrantes nordestinos residentes no Sudeste apresentam uma maior mobilidade educacional que as residentes em suas áreas de origem. Este resultado, por sua vez, pode-se dever a fatores relativos à seletividade positiva dos

migrantes e, mais provavelmente, a um conjunto de fatores circunstanciais, de não-responsabilidade, que propiciam maiores incentivos para o investimento em capital humano.

4 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho era estimar a desigualdade de oportunidades para o Brasil e para seus principais subgrupos populacionais. Para tanto, adotou-se uma estratégia empírica baseada no modelo teórico desenvolvido por Lefranc; Pistolesi e Trannoy (2004, 2008) e nos testes para dominância estocástica de Davidson e Duclos (2000). Os resultados apontaram para a significância estatística da desigualdade de oportunidades do Brasil e de seus subgrupos populacionais. Em outras palavras, os testes sugeriram que os indivíduos com pais mais educados apresentam níveis de renda mais elevados, bem como aqueles que têm pais em um nível ocupacional com maior estoque de capital humano.

Diante disso, pôde-se concluir que o Brasil, além de apresentar uma elevada desigualdade de renda, tem um alto índice de desigualdade de oportunidade. Comparativamente, o índice de desigualdade de oportunidade dos Estados Unidos equivale à metade no índice brasileiro. Em seguida, os resultados apontaram para uma convergência entre os indicadores

de desigualdade de oportunidades e de renda em nível regional. A análise preliminar indica que a região Nordeste, além de apresentar os maiores níveis de desigualdade de renda, tem os mais altos índices de desigualdade de oportunidades. A região Sudeste, por sua vez, apresenta os menores níveis de desigualdade de oportunidades, que são iguais aos da região Centro-Oeste. No entanto, o Sudeste apresenta o menor índice de desigualdade de renda.

Quanto aos subgrupos, percebeu-se que os indivíduos não-brancos e do sexo masculino apresentam menores níveis de desigualdade de oportunidade. Contudo, no tocante aos indivíduos de cor não-branca, este resultado está em grande parte associado à grande concentração de indivíduos nos mais baixos quantis de renda.

Dentro deste contexto, é importante observar que a natureza da iniquidade do país, não só se assenta na noção de desigualdade de renda, mas apresenta um caráter mais profundo: a desigualdade de oportunidades. Dessa forma, à medida que a desigualdade de oportunidades persiste, é razoável admitir que a desigualdade de renda também persista. Dado que a desigualdade de oportunidades se ancora fortemente no conjunto de atributos circunstanciais relacionados, sobretudo, com as características dos pais, então, torna-se salutar a discussão de políticas públicas com vistas à caracterização dos fatores associados a atributos familiares. A identificação destes atributos é fundamental para se desenvolverem políticas públicas mais eficazes na resolução de problemas relativos à desigualdade de oportunidades, em um primeiro momento, e de renda.

ABSTRACT

This study aims to estimate the opportunity index to Brazil and its population subgroups. To achieve that, it was adopted a theoretical structure developed by Lefranc; Pistolesi e Trannoy, which means that the inequality of opportunity will be defined as a situation where the income distribution, conditioned to its social origins, can be classified according the stochastic dominance criterion. The empirical strategy is based on the National Household Sample Survey (PNAD)

data and the stochastic dominance tests presented by Davidson and Duclos. The results suggest that the hypothesis of inequality of opportunity existence in Brazil and its subgroups is statistically significant. The Gini-opportunity index calculated for Brazil is twice compared to North American index and the Northeast region presents the higher index among the geographical Brazilian regions.

KEYWORDS

Inequality of Opportunities. Lorenz Dominance. Gini-Opportunity Index.

AGRADECIMENTOS

Agradecemos o suporte financeiro do CNPq, por meio do Projeto 475225/2009-0.

REFERÊNCIAS

BANERJEE, A.; DUFLO, E. Inequality and growth: what can the data say?. **Journal of Economic Growth**, v. 8, n. 3, p. 267-299, 2003.

BANERJEE, A.; NEWMAN, A. F. Occupational choice and the process of development. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 2, p. 274-298, 1993.

BARROS, R. P. et al. **Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira**. [S.l.]: IPEA, 2009. (Texto para Discussão, 1201).

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of Income and Wealth**, v. 53, p. 585-618, 2007.

CAMERON, S.; HECKMAN, J. The dynamics of educational attainment for black, hispanic, and white males. **Journal of Political Economy**, v. 109, p. 455-99, 2001.

CHECCHI, D.; PERAGINE, V. **Regional disparities and inequality of opportunity: the case of Italy**. [S.l.: s.n.], 2005. (ZA Séries de Textos para Discussão, n. 1874).

- COGNEAU, D.; GIGNOUX, J. **Earnings inequality and educational mobility in Brazil over two decades**. [S.l.: s.n.], 2005. (DIAL Textos para Discussão, DT/2005/03).
- DAVIDSON, R.; DUCLOS, J-Y. Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality. **Econometrica**, v. 68, p. 1435-1464, 2000.
- DEVOOGHT, K. To each the same and to each his own: a proposal to measure responsibility-sensitive income inequality. **Economica**, v. 75, p. 280-295, 2008.
- DWORKIN, R. What is equality?: part 1: equality of welfare. **Philosophy and Public Affairs**, v. 10, n. 185, p. 185-246, 1981.
- FERREIRA, F. H. G.; WALTON, M. **Inequality of opportunity and economic development**. [S.l.]: The World Bank, 2006. (Policy Research Working Paper Series, 3816).
- FERREIRA, S.; VELOSO, F. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, p. 181-211, 2006.
- FIGUEIREDO, E.; ZIEGLEMANN, F. **Estimation of opportunity inequality in Brazil using nonparametric local logistic regression**. [S.l.], 2010. Mimeografado.
- FLEURBAEY, M.; MANIQUET, F. Fair social orderings when agents have unequal production skills. **Social Choice and Welfare**, v. 24, n. 1, p. 93-127, 2005.
- GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. **Review of Economics Studies**, v. 60, n. 1, p. 35-52, 1993.
- KRANICH, L. Equitable opportunities: an axiomatic approach. **Journal of Economic Theory**, v. 71, p. 132-147, 1996.
- LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. **Harder times for heirs: social background and income in France, 1979-2000**. [S.l.], 2004. Mimeografado.
- _____. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are Western societies all alike?. **Review of Income and Wealth**, v. 54, p. 513-546, 2008.
- NETTO JUNIOR, J.; PÔRTO JUNIOR, S.; FIGUEIREDO, E. Migração e distribuição de capital humano no Brasil: mobilidade intergeracional educacional e intrageracional de renda. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, p. 404-427, 2008.
- OOGHE, E.; SCHOKKAERT, E.; VAN DE GAER, D. Equality of opportunity versus equality of opportunity sets. **Social Choice and Welfare**, v. 28, p. 209-230, 2007.
- PASTORE, J.; SILVA, N. **Mobilidade social no Brasil**. São Paulo: Makron Books, 1999.
- PATTANAIK, P.; XU, Y. On ranking opportunity sets in terms of freedom of choice. **Recherches Economiques de Louvain**, v. 56, p. 383-390, 1990.
- RAMOS, X.; VAN DE GAER, D. Empirical evidence on inequality of opportunity. In: MARSEILLE MEETING, 2009, Paris. **Anais...** Paris, 2009.
- RAWLS, J. **A Theory of justice**. Cambridge: Berknap Press of Harvard University Press, 1971.
- ROEMER, J. **Theories of distributive justice**. Cambridge: Harvard University Press, 1998.
- SANTOS JUNIOR, E.; FERREIRA, P.; MENEZES FILHO, N. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, p. 299-331, 2005.
- SEN, A. A sociological approach to the measurement of poverty: a reply. **Oxford Economic Papers**, v. 37, n. 4, p. 669-676, 1985.
- SHORROCKS, A. Ranking income distributions. **Economica**, v. 50, p. 3-17, 1983.
- SQUIRE, H.; ZOU, H-F. Inter-national and intra-national inequality. *The Economic*

Journal, v. 108, p. 26-45, 1998.

TSE, Y.; ZHANG, X. A Monte Carlo investigation of some tests for stochastic dominance. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, v. 74, p. 361-378, 2004.

YITZHAKI, S. Relation deprivation and the Gini coefficient. **Quarterly Journal of Economics**, v. 93, p. 321-324, 1979.

Recebido para publicação em: 19.07.2010.

ANEXOS

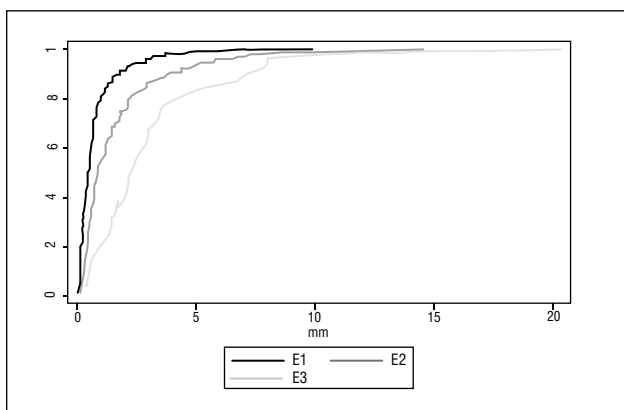


Gráfico A1 – Homens

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

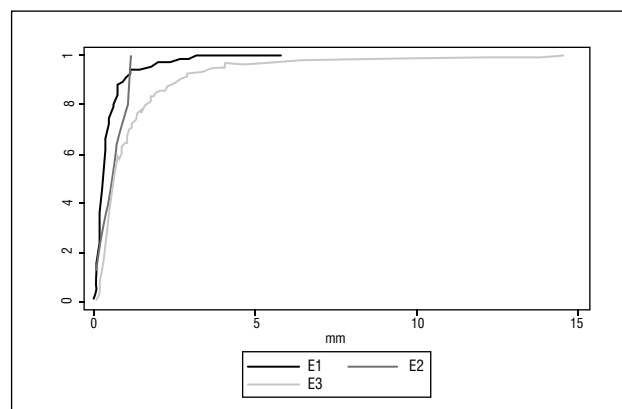


Gráfico A2 – Mulheres

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

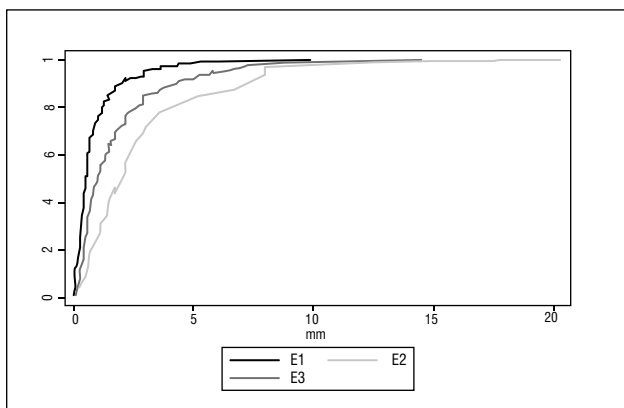


Gráfico A3 – Brancos

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

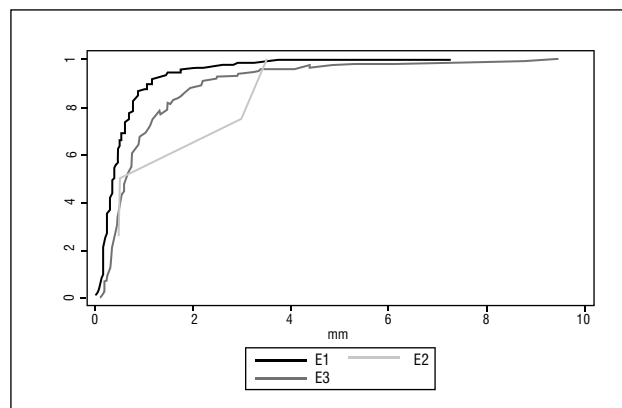


Gráfico A4 – Não-brancos

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

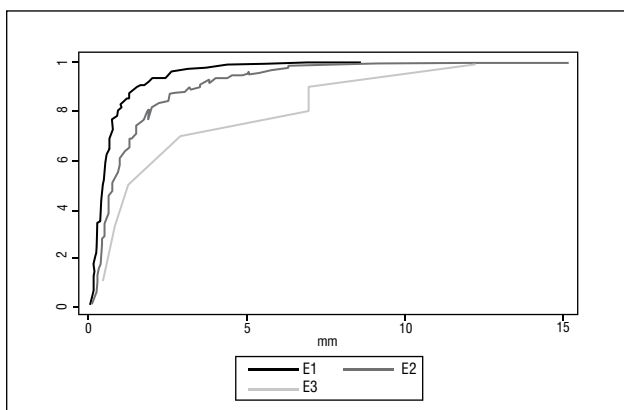


Gráfico A5 – Sudeste

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

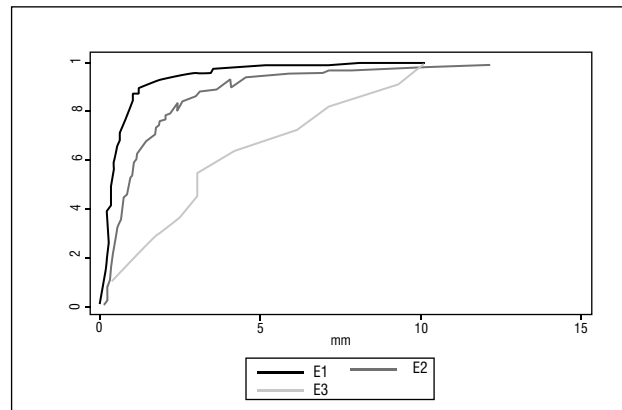


Gráfico A6 – Nordeste

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

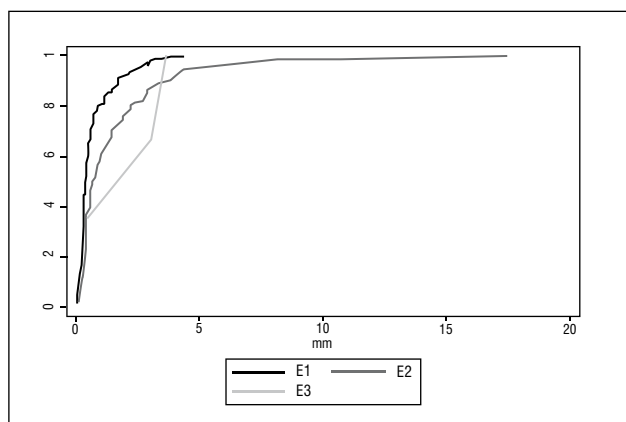


Gráfico A7 – Centro-Oeste

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

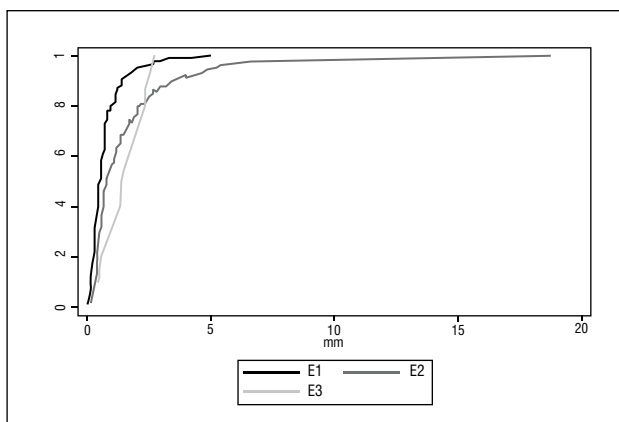


Gráfico A8 – Sul

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

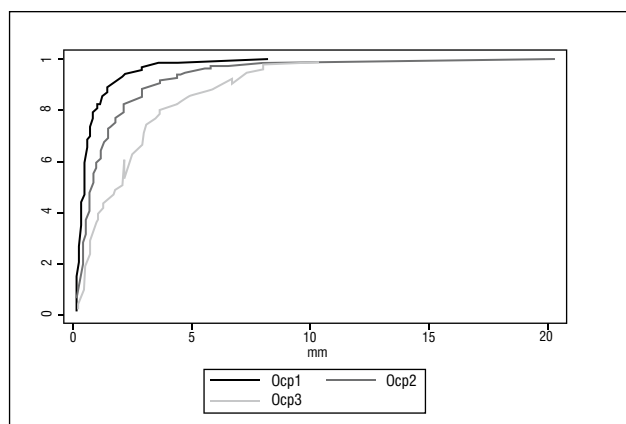


Gráfico A9 – Homens

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

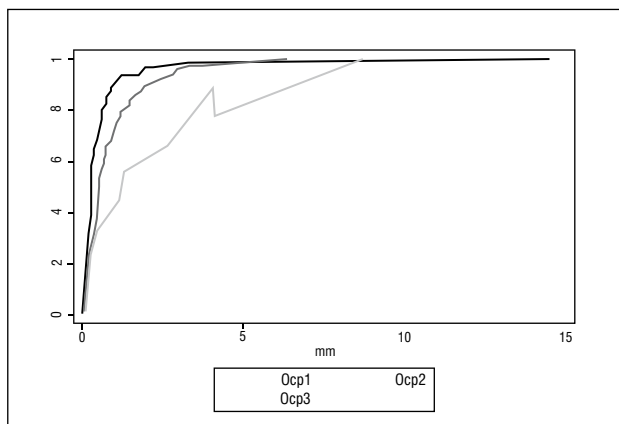


Gráfico A10 – Mulheres

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

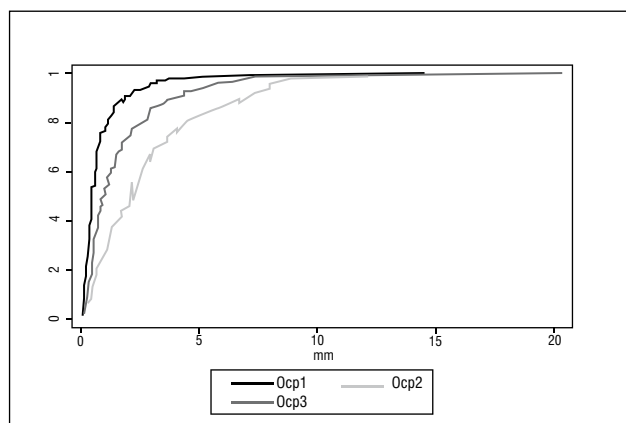


Gráfico A11 – Brancos

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

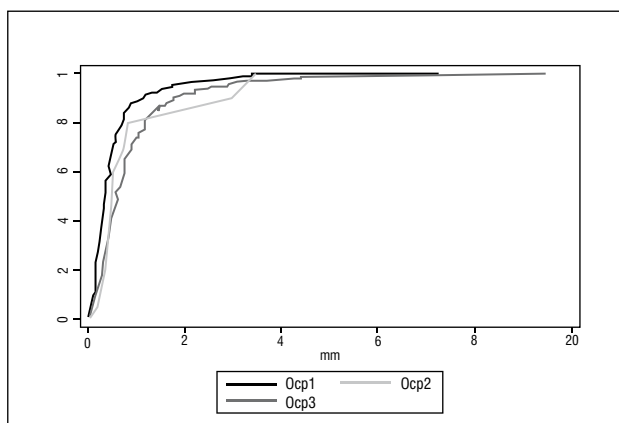


Gráfico A12 – Não-brancos

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

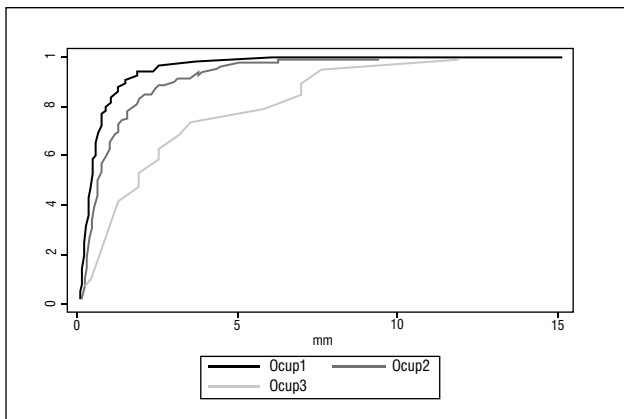


Gráfico A13 – Sudeste

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

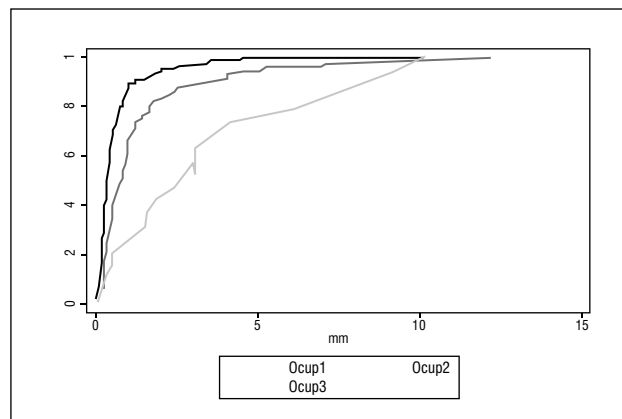


Gráfico A14 – Nordeste

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

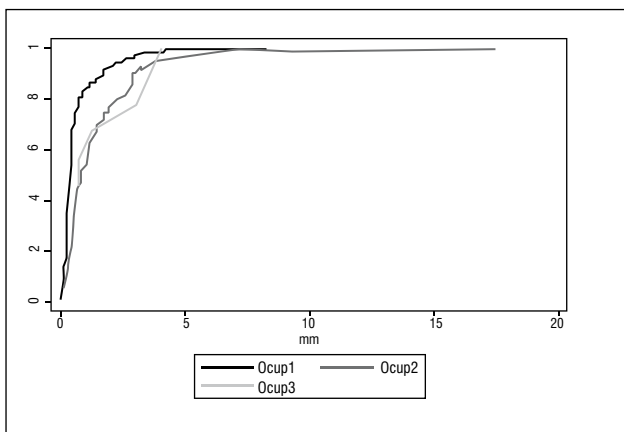


Gráfico A15 – Sudeste

Fonte: Elaboração Própria dos Autores

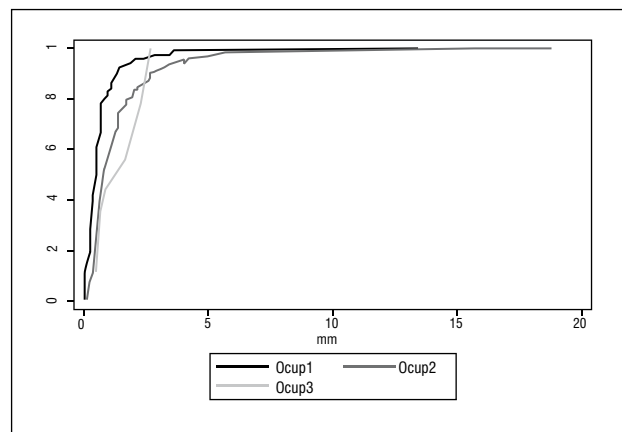


Gráfico A16 – Nordeste

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

	Brasil			Homens			Mulheres		
	E_1	E_2	E_3	E_1	E_2	E_3	E_1	E_2	E_3
E_1	--	=	=	--	=	=	--	=	=
E_2	--	--	=	--	--	=	--	--	=
E_3	--	--	--	--	--	--	--	--	--
	Não-brancos			Branços			Centro-Oeste		
	E_1	E_2	E_3	E_1	E_2	E_3	E_1	E_2	E_3
E_1	--	=	=	--	=	=	--	=	=
E_2	--	--	=	--	--	=	--	--	=
E_3	--	--	--	--	--	--	--	--	--
	Nordeste			Sudeste			Sul		
	E_1	E_2	E_3	E_1	E_2	E_3	E_1	E_2	E_3
E_1	--	=	=	--	=	=	--	=	=
E_2	--	--	=	--	--	=	--	--	=
E_3	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Quadro A1 – Teste de Dominância de Lorenz

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Nota: Os símbolos são interpretados da seguinte forma: “<” a coluna domina a linha em segunda ordem; “=” a função de distribuição acumulada é idêntica.