

SIMULAÇÃO DOS EFEITOS DEMOGRÁFICOS SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL POR ESCOLARIDADE, SEXO, IDADE E STATUS RURAL-URBANO, DE 1960 A 2000¹.

Cunha, Pedro S.²
Pereira, Eder L.³
Turra, Cássio M.⁴
Wajnman, Simone⁵

Resumo

Qual o papel das mudanças da estrutura demográfica brasileira sobre a desigualdade de renda? A partir dos Censos demográficos de 1960 a 2000, foi decomposto o índice de desigualdade de Theil-L, segundo as variáveis demográficas selecionadas. Para as macrossimulações, as componentes intragrupos e intergrupos foram padronizados em relação à estrutura demográfica e à estrutura de renda (ambos de 1960), no primeiro caso, para se analisar os efeitos das mudanças da renda e no segundo, os efeitos das mudanças das variáveis demográficas. Foi discutido o aumento (redução) na participação de alguns segmentos (mulheres, idosos) e movimentos migratórios (rural-urbano) sobre a desigualdade.

Palavras-chave: desigualdade de renda, variáveis demográficas, macrossimulação.

Área Temática: Demografia.

ABSTRACT

What role do the Brazilian demographic structure changes play in income inequality? The Theil-L index of inequality was decomposed according to selected demographic variables, using Census population from 1960 to 2000. For the macrosimulations the intragroup and the intergroup components were standardized in relation to demographic structure and in relation to the structure of income (both from 1960). The first one was made to analyze the effects of changes in income and the second, the effects of changes of demographic variables. It was discussed the increase (decrease) in the participation of some segments (women, elderly) and the migration effect (rural-urban) on inequality.

Key words: Income inequality, demographic variables, macrosimulation.

¹ Artigo apresentado no XV Seminário de Economia Mineira, Diamantina/MG, 2012.

² Aluno do programa de mestrado em Demografia da Universidade Federal de Minas Gerais – CEDEPLAR

³ Aluno do programa de mestrado em Desenvolvimento Regional da Universidade Federal do Tocantins

⁴ Professor do Departamento de Demografia da UFMG

⁵ Professora do Departamento de Demografia da UFMG

A relevância da demografia nos estudos sobre desigualdade de distribuição de renda.

Por ser o Brasil um dos países mais desiguais do mundo, a desigualdade na distribuição de renda é um tema recorrente. Assim, ao longo do século XX essa questão tornou-se de fato emblemática e atraiu a atenção de pesquisadores nacionais e estrangeiros. Morley (1979), justificando seu interesse em estudar o caso brasileiro, registra:

[...] este país [Brasil] é geralmente considerado como um exemplo nítido de crescimento não-equitativo: na década de 60, o coeficiente de Gini para o Brasil aumentou de 0,50 para 0,57, a correspondente curva de Lorenz deslocou-se totalmente para a direita e a renda média real per capita aumentou apenas 18%, em comparação com um aumento médio de 37% para a totalidade da força de trabalho e 67% para o decil superior. (MORLEY, 1979, p. 561).

Entre os anos de 1970 e 1980 o debate acadêmico e governamental acerca das causas da desigualdade foi bastante intenso e profícuo. Simonsen (1978)⁶, por exemplo, acreditava que a desigualdade dos anos de 1960 e 1970 poderia ser explicada pelo aumento da participação dos jovens na População Economicamente Ativa (PEA), de maneira que expurgando esse efeito da estrutura etária a desigualdade no período teria caído.

O aumento dos jovens de fato ocorreu e era decorrente da substancial queda da mortalidade ocorrida no período anterior, entretanto, era de se esperar que no momento subsequente a desigualdade recuasse a partir da queda da taxa de fecundidade. Os estudos demonstravam que o efeito final da estrutura etária sobre a desigualdade de renda existia, mas era pequeno, não sendo o bastante para explicá-la.

Esse ensaio busca, então, um maior entendimento sobre o papel das variáveis demográficas sobre o comportamento da desigualdade de renda. No entanto, resta salientar que a recente queda da desigualdade de renda não está contemplada no presente estudo devido à indisponibilidade dos microdados do Censo 2010, mas acredita-se que as mudanças na estrutura demográfica também contribuíram, juntamente com outros fatores políticos e econômicos, para a queda do período. As alterações na composição por idade e sexo, status rural-urbano e escolaridade, portanto, são aqui apresentadas como variáveis demográficas significativas ao se analisar a desigualdade na distribuição de renda.

O papel das variáveis demográficas.

O efeito de mudanças demográficas sobre variáveis socioeconômicas tem sido constante objeto de estudo. Macunovich (2007), por exemplo, observa que mantidas as demais variáveis constantes, a situação econômica e social de uma coorte de nascimentos tende a variar em função de seu tamanho relativo. Esta hipótese tem sugerido diversos efeitos sobre a economia como um todo. Entre os efeitos diretos, ou de primeira ordem, estariam o desemprego masculino, o número de horas trabalhadas, dentre outros.

Há muito se discute a importância de segregar os efeitos do crescimento populacional que afetam diretamente o bem-estar daqueles chamados efeitos de composição que modificam as medidas de

⁶ Simonsen baseia-se na aplicação do índice Paglin-Gini, o qual elimina os efeitos sobre a desigualdade provocados pelas diferenças de idade. Este trabalho, bem como o de Wajzman (1989), demonstra através da padronização por estrutura etária de 1960 que o efeito idade elevou levemente a desigualdade de 1960 para 1970. Contudo, independentemente desse efeito o crescimento da desigualdade seria bastante significativo no período.

desigualdade sem necessariamente alterar o nível de bem-estar da população. Wajnman (1989) ressalta a relevância das contribuições de Lam (1984, 1986, 1987) no estudo acerca dos efeitos das mudanças na estrutura etária sobre as medidas de desigualdade.

Paglin (1975), por sua vez, observa que o índice de Gini (baseado na Curva de Lorenz), uma das medidas mais utilizadas no mundo para aferir desigualdade, possui uma grande falha, já que não considera em que estágio do ciclo de vida o indivíduo se encontra, pois é de se esperar que indivíduos em diferentes pontos da vida produtiva auferam rendas diferentes, mais que isso, que ao longo do ciclo de vida a renda cresça até o nível máximo de produtividade e a partir daí seja declinante. O mais importante é que a crítica de Paglin evidencia a necessidade de segregar das causas da desigualdade os efeitos provocados pelo perfil etário dos rendimentos e pela estrutura etária da população.

Para as décadas de 1960 e 1970, Langoni (1973), após desagregar medidas de desigualdade, demonstrou que o aumento de mulheres e jovens na PEA do Brasil, grupos pertencentes aos estratos de renda mais baixa, afetou pouco a desigualdade total. A explicação consistia no fato de que para esses grupos (mulheres e jovens) a desigualdade intragrupos é proporcionalmente menor, de maneira que compense no efeito final a maior ocorrência de menores rendas.

Wajnman (1989), trabalhando com Censos brasileiros de 1970 e 1980, avaliou os impactos de mudanças na estrutura demográfica (idade e sexo) na distribuição de rendimentos chegando às seguintes conclusões aqui resumidas: (i) o crescimento da desigualdade na década de 1970 foi resultado do efeito combinado da elevação da desigualdade dentro e entre os grupos de idade; (ii) a mudança ocorrida na estrutura etária da população brasileira entre as décadas de 1970 e 1980 teria contribuído para a redução da desigualdade, com destaque para PEA masculina, diluindo o efeito pró-desigualdade descrito em “i”; (iii) a mudança verificada na composição por sexo entre os anos de 1970 e 1980 agiu no sentido de aumentar a desigualdade, no entanto o efeito foi muito pequeno.

No esforço de mensurar os efeitos de composição, Paiva & Wajnman (2005) registram que “decomposições estáticas de medidas de desigualdade atribuíram uma magnitude de algo em torno de 10% para a importância relativa da estrutura etária na desigualdade salarial no Brasil”. Wajnman & Turra (2007) estimam que cerca de 16% da queda da desigualdade verificada entre 1985 e 2008 decorre de mudanças na composição demográfica.

E, ainda, Langoni (1973), Lam e Levison (1990), Mincer (apud Lam e Levison, 1990) e outros autores demonstram que as principais determinantes da desigualdade de renda são a escolaridade dos indivíduos, a experiência no trabalho que desenvolvem e a sua ocupação.

Mas, para identificar e entender o comportamento de outras determinantes estruturais da desigualdade é relevante a compreensão dos motivos que leva a ser desejável algum nível de desigualdade entre indivíduos com características sócio-demográficas distintas.

É desejável alguma desigualdade de renda entre os grupos etários porque adultos e idosos, em seus lares, contam diferentemente com dependentes que sobrevivem à custa de transferências intergeracionais (fundamento da renda *per capita* como medida de bem-estar social). Da mesma forma, alguma diferença entre as rendas rural e urbana é necessária por ser esse um fator associado à concentração populacional urbana e à evolução tecnológica das sociedades contemporâneas (fundamentos de teorias migratórias como a de Boserup, 1981). Já a desigualdade de renda entre sexos só seria justificável se decorresse somente da preferência feminina por trabalho remunerado de menos horas, o que não ocorre na realidade, já que muito da desigualdade observada no Brasil decorre de discriminação sexual (Wajnman, s/d).

Como analisar as variáveis demográficas?

Segue-se mapeando a trajetória da desigualdade de renda no Brasil segundo escolaridade, sexo, idade e status rural-urbano⁷, para que se explicita quanto da desigualdade se deveu diretamente a essas variáveis (componente intergrupos) em momentos distintos das várias transições vividas pelo Brasil (de fecundidade, de mobilidade, de escolarização e de participação feminina no mercado de trabalho).

Para isso, a base de dados foi obtida através do *IPUMS International* (Minnesota Population Center, 2011), da qual foram excluídas observações de indivíduos inativos e/ou cuja renda total era zero. As observações foram ponderadas pelo peso fornecido pela própria base de dados. Idade e escolaridade desconhecidas compuseram o cálculo do índice L de Theil total observado para o Brasil, mas, para a técnica da padronização, foram descartados por não fornecerem significado analítico.

Foi utilizada a renda individual das pessoas economicamente ativas com mais de 10 anos, apesar de essa não ser a melhor medida de bem-estar dos indivíduos, dada a existência de transferências de renda na família ou domicílio. Mas, a utilização alternativa da renda *per capita* não permite distinguir características do indivíduo não aglutináveis em nível de domicílio como sexo e idade, que são objetos centrais no estudo.

Outro apontamento importante é que a renda analisada não é somente a do trabalho e sim a renda total. Isso significa que os idosos entram não só com sua renda do trabalho, mas também com a renda da aposentadoria e a gerada por seus bens, assim como a população de baixa renda participa com eventuais benefícios assistenciais. Sendo que estão excluídos os idosos que recebem apenas a aposentadoria, enquanto participam os demais indivíduos que só recebem benefícios assistenciais e previdenciários (benefício de prestação continuada, pensão, bolsa família etc.) e não possuem renda do trabalho, desde que estejam à procura de emprego, caso contrário, contam como excluídos da PEA e conseqüentemente da PEA com rendimentos.

A vantagem em se utilizar a renda total e não somente a renda do trabalho é que entram na análise as rendas de capital, que para alguns indivíduos pode ser a mais relevante fonte de renda.

É importante observar que a literatura identifica entre 1970 e 1980 mudanças nos Censos Demográficos que aumentaram a abrangência da PEA, mas que, por outro lado, dificultaram comparações entre eles. Uma das mudanças refere-se ao fato de que o Censo de 1980 passou a incluir na PEA todas as pessoas que procuravam trabalho nos últimos doze meses, independentemente de terem ou não trabalhado anteriormente.

Outra alteração foi constatada nas perguntas dos questionários, pois, entre os dois Censos, houve a inversão da ordem das alternativas de inatividade /atividade, de modo que no Censo de 1980 a probabilidade do indivíduo ser incluído na PEA passou a ser maior que no Censo de 1970, pois eram listadas diversas alternativas de atividades antes de enquadrá-lo como inativo.

Acredita-se que a primeira mudança não acarretou diferenças significativas. No entanto, o mesmo não ocorre com segunda, tendo o Censo de 1980 sido mais favorável à inclusão de jovens e mulheres, cujas atividades não estavam bem definidas. (WAJNMAN, 1989).

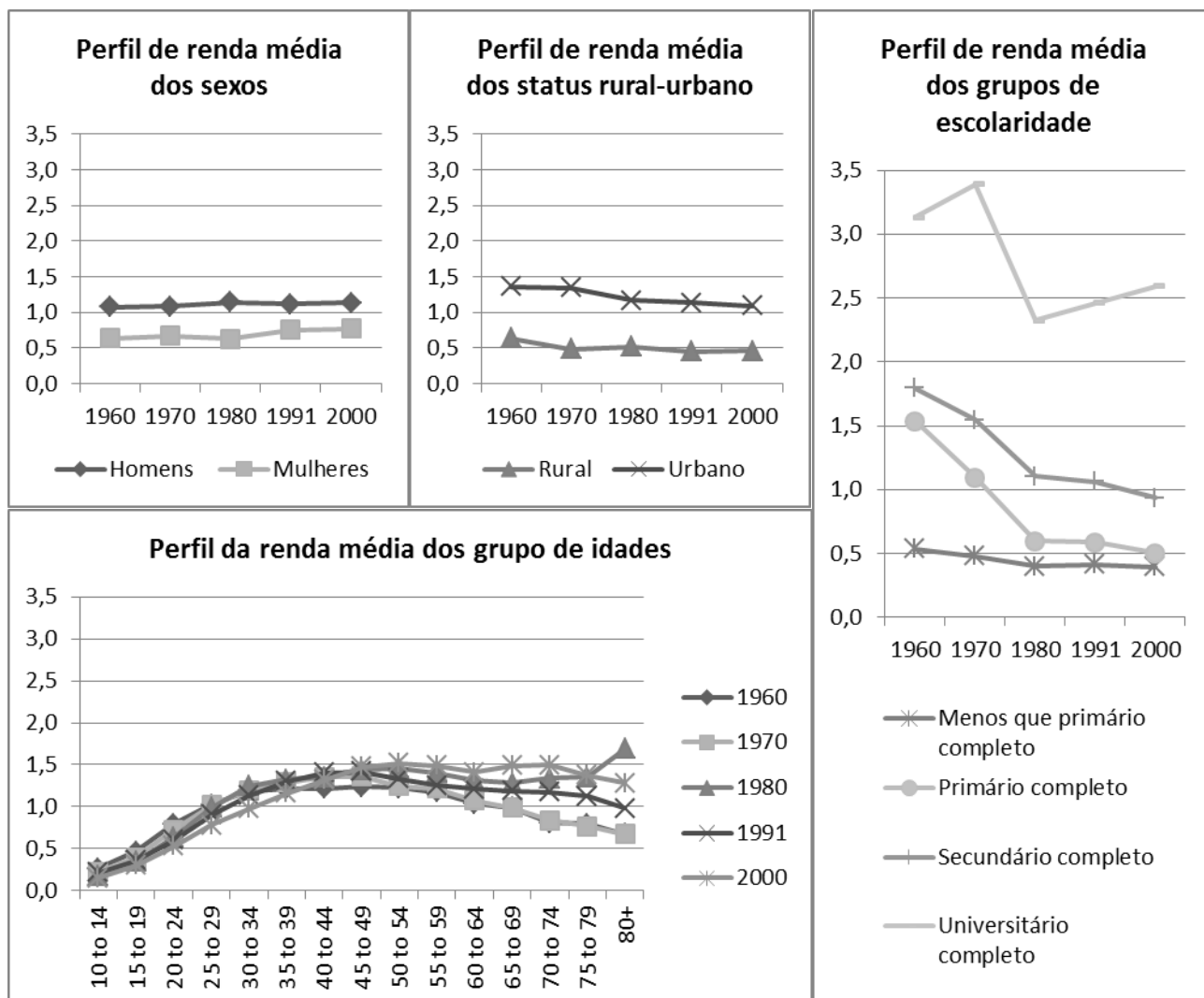
⁷ As variáveis ocupação e experiência não foram analisadas em decorrência do desafio metodológico em se formar grupos disjuntos de experiência dado que o tempo de experiência para uma ocupação tem efeito diferenciado das demais sobre a renda, e seria, portanto, necessário um fator de ponderação da experiência por ocupação que permitisse adequado agrupamento do tempo de experiência dos indivíduos em classes.

Salienta-se ainda a necessidade de cautela ao se comparar os resultados de 1960 com os demais, dada à grande imprecisão sobre a composição da renda naquele ano, não sendo possível afirmar que se trata da renda total dos indivíduos. Por outro lado, a utilização da estrutura de renda de 1960 como base comparativa permite que se aplique adequadamente a técnica indireta de padronização, de forma que os demais anos continuem sendo comparáveis entre si.

Para compatibilizar as faixas de renda do Censo de 1960 com as utilizadas nos demais Censos, foi feita centralização da renda no ponto médio do intervalo em que o indivíduo se classifica. Para o intervalo aberto, foi obtida equação exponencial de regressão⁸ dos pontos médios e escolhido como valor de referência, arbitrariamente, o último valor múltiplo de 25 mil, anterior ao valor que equivaleria ao ponto médio caso houvesse a classe seguinte de renda.

Para comparação dos perfis de renda foram padronizadas as rendas médias dos grupos em função da média simples de todas as observações de cada Censo.

Gráfico 1 – Perfil de renda média ao longo dos Censos estudados dos grupos de idades, de escolaridade, dos status rural-urbano e dos sexos.



Fonte: IPUMS International

⁸ Equação de regressão para os pontos médios do intervalo de renda do Censo de 1960: $y=723,7*\exp(0,5238x)$. Em que y é o ponto médio da renda e x o próximo intervalo.

É conhecida a preferência das mulheres de exercerem atividades com menor número de horas que os homens, por desenvolverem atividades domésticas, possuindo, ao contrário dos homens, perfil mais de cuidadoras do que de provedoras (WAJNMAN, s/d). No entanto não foi realizada a padronização dos salários por horas trabalhadas em decorrência da grande diversidade de fontes de renda que compõem a renda total, de forma que essa padronização por horas de trabalho só seria adequada para a renda do trabalho. Com isso a desigualdade de renda entre sexos será aqui exposta com o viés do diferencial de horas não explicitado.

Com relação às medidas de desigualdade, o Índice de Gini oferece melhor comparabilidade, pois possui limites inferiores e superiores bem definidos, independentemente das quantidades de observações individuais que estão na amostra. No entanto, a decomposição desse índice traz limitações computacionais quando se trabalha com volume muito grande de dados como os Censos. Assim, optou-se por trabalhar com os índices de Theil, cuja decomposição exige menos recursos computacionais e a lógica matemática dos fatores de decomposição são mais facilmente interpretáveis sinalizando os efeitos esperados das mudanças na desigualdade a partir das mudanças observadas, seja na própria estrutura da renda, seja na estrutura demográfica dos grupos aos quais se refere à desigualdade.

Os índices de Theil medem a (des)igualdade entre uma distribuição de probabilidade *a priori* e outra distribuição *a posteriori*. Se tratando de renda (*a posteriori*), a perfeita igualdade ocorre quando há uma distribuição uniforme em que todas as rendas individuais são iguais, dado que cada indivíduo tem peso igual (*a priori*) na distribuição.

A primeira medida de Theil, também conhecida como Theil-T, utiliza como fatores de ponderação as frações de renda apropriada, o que não interessa a este estudo dado que o objeto estudado não são frações de renda e sim frações da população segundo características demográficas. Por isso, é utilizada a segunda medida de Theil, também conhecida como Theil-L, obtida através da transformação de Theil-T em que os fatores de ponderação passam a ser as populações integrantes de cada grupo.

Theil-L no grupo, ou a desigualdade entre os indivíduos de um mesmo grupo (ou de toda a população, utilizado para calcular a desigualdade total), pode ser obtida pela diferença entre o logaritmo da renda média do grupo e a média dos logaritmos das rendas dos indivíduos do mesmo grupo. A equação que demonstra essa medida pode ser escrita na seguinte notação:

$$T_G = \text{Ln} \left(\frac{\sum_{i=1}^{n_g} r_i}{n_g} \right) - \frac{\sum_{i=1}^{n_g} \text{Ln}(r_i)}{n_g} \quad \text{Equação 1}$$

Sendo os grupos disjuntos, pode-se obter ainda a medida de desigualdade entre os grupos (componente intergrupos da desigualdade), dada por:

Equação 1

Legenda:

T_G : Theil-L do grupo G ;

r_i : renda de cada indivíduo;

n_g : número de indivíduos do grupo;

n_g e n_T : Número de indivíduos do grupo e da população, respectivamente;

r_g e r_T : Renda do grupo e renda da população, respectivamente.

$$T_B = \sum_{G=1}^N P_G \times \left[\frac{1}{n_g} \times \sum_{i=1}^{n_g} \text{Ln} \left(\frac{R_G}{n_g \times R_i} \right) \right] \quad \text{Equação 2}$$

Utilizando outra notação para a desigualdade intergrupos, e somando-a com a componente intragrupo, tem-se a desigualdade total em função de suas componentes:

$$T_T = \underbrace{\sum_{G=1}^J P_G \times T_G}_{T_W} + \underbrace{\sum_{G=1}^J P_G \times \text{Ln} \left(\frac{P_G}{R_G} \right)}_{T_B} \quad \text{Equação 1}$$

Para simular separadamente o efeito sobre a desigualdade total gerado pelas mudanças na estrutura de renda do efeito das mudanças da estrutura da PEA com rendimentos foi adotado o método da padronização, em que se fixa uma das duas estruturas, e se verifica o que ocorreria com a desigualdade caso a outra estrutura tivesse se alterado independentemente.

Esse exercício permite avaliar os efeitos de primeira ordem⁹ da alteração do perfil da PEA com rendimentos entre os anos de 1970, 1980, 1991 e 2000. Acredita-se que, caso o perfil da população brasileira permanecesse o mesmo do Censo de 1960, os componentes da desigualdade das demais décadas gerariam uma desigualdade total diferente da real observada. Da mesma forma, caso o perfil da renda média dos grupos permanecesse o mesmo do Censo de 1960 e as mudanças no perfil populacional decorressem como observadas nos Censos seguintes, o resultado da desigualdade total possivelmente teria ainda outra configuração.

Supondo que o perfil demográfico da população economicamente ativa com renda permanecesse a mesma de 1960, as mudanças na desigualdade seriam decorrentes somente de alterações no perfil da renda ao longo dos anos*. A padronização pelo perfil demográfico de 1960 das desigualdades dos anos *a* foi feita através de:

$$T_T^{a*} = \underbrace{\sum_{G=1}^J P_G^{1960} \times T_G^a}_{T_W} + \underbrace{\sum_{G=1}^J P_G^{1960} \times \text{Ln} \left(\frac{P_G^{1960}}{R_G^a} \right)}_{T_B} \quad \text{Equação 2}$$

Equação 2

Legenda:

T_T : Segundo Índice de Theil total, ou Theil-L total;

T_W : Componente intragrupos do Theil-L total (*within*), ou soma ponderada dos T_G ;

T_B : Componente intergrupos do Theil-L total (*between*);

P_G : Proporção de indivíduos no grupo G em relação ao total de indivíduos da população (n_g/n_T);

R_G : Proporção da renda integrada pelo grupo G em relação à renda total da população (r_g/r_T);

R_i : Proporção da renda do indivíduo i em relação à renda do grupo (r_i/r_g);

N : Número de grupos na população.

⁹ Não foram analisados neste estudo os efeitos de segunda e de terceira ordens (*Easterlin Effects*), em que os impactos das mudanças de composição da PEA sobre os perfis de rendimentos geram mudanças macroeconômicas e nas instituições sociais através da dinâmica oferta-procura (ou outra aplicável) no primeiro caso, e, conseqüentemente se processam ajustes nos comportamentos individuais em respostas às mudanças macro no segundo caso (Macunovich, 2007, e Pampel e Peters, 1995).

Por outro lado, caso o perfil da renda se mantivesse o mesmo de 1960, as mudanças na desigualdade seriam decorrentes das mudanças na estrutura demográfica da população economicamente ativa ao longo dos anos**. Assim, a padronização pelo perfil da renda média de 1960 da desigualdade dos anos a foi feita através de:

$$T_T^{a**} = \underbrace{\sum_{G=1}^J P_G^a \times T_G^{1960}}_{T_w} + \underbrace{\sum_{G=1}^J P_G^a \times \ln\left(\frac{P_G^a}{R_G^{1960}}\right)}_{T_B}$$

Equação 3

Nessa segunda aplicação da padronização, a estrutura fixa do perfil da renda dos grupos (divididos segundo sexo, idades quinquenais, status rural-urbano e escolaridade¹⁰) implica necessariamente em mudanças nas rendas dos indivíduos para se adequarem às mudanças nas quantidades de indivíduos em cada grupo de tal forma que a proporção da renda do grupo permaneça inalterada. Para que isso ocorra, o pressuposto é de que o incremento ou decréscimo de indivíduos com os diversos níveis de renda nos respectivos grupos é proporcional à distribuição dada do grupo e toda a seletividade em relação às características demográficas analisadas é captada pelas alterações nas proporções de cada grupo.

Esses pressupostos dificilmente ocorreriam em uma situação real, dado que a probabilidade de um indivíduo que não tinha renda passe a integrar um dos grupos contribuindo com renda baixa é maior do que a probabilidade de um indivíduo inicialmente sem renda passar a integrar o grupo contribuindo com renda alta.

Nesse ponto é importante dissociar as análises sobre desigualdade das análises sobre pobreza, pois, conforme o que foi exposto em relação à transição de não integrante para integrante da PEA com renda, a realidade observada é de que a redução da pobreza se dá via inclusão desses indivíduos originalmente excluídos nas extremidades inferiores de distribuição de renda dos grupos, de forma que eles passam a inflar essas porções, atraindo a média de renda do grupo para baixo. Além disso, a taxa de entrada de indivíduos na PEA para cada grupo é diferenciada e dependente não só da estrutura da população mas também do contexto histórico em que ocorrem essas entradas.

Como exemplo ilustrativo, suponha que a entrada de indivíduos na PEA com renda se dê somente entre mulheres jovens, pouco escolarizadas e de status rural, e que entrem ganhando salário mínimo, enquanto os demais indivíduos permaneçam nas mesmas características originais. O grupo dessas mulheres passa a ser mais igualitário na baixa renda, além disso, em decorrência do maior número de indivíduos, seu peso relativo será maior que o original na componente intragrupos do índice L de Theil, reduzindo-a de forma a espelhar essa maior igualdade.

Por outro lado, o comportamento da componente intergrupos, no caso apresentado, levaria a um aumento da desigualdade, uma vez que as entradas desses indivíduos seria na extremidade inferior da distribuição de renda do grupo e, ao mesmo tempo, na extremidade inferior da distribuição de renda da população como um todo, o que aumenta a variância das distribuições de probabilidade *a posteriori*, e, conseqüentemente, aumenta a distância entre essa distribuição e a de pessoas *a priori* (medida pelo índice de Theil-L). Por isso, mesmo havendo redução na componente intragrupos, o resultado final poderá ser um aumento na desigualdade total se o aumento da desigualdade intergrupos tiver maior magnitude do que aquela redução.

¹⁰ Classificada em: menos que primário completo, primário completo, secundário completo e universitário completo.

Esse raciocínio é relevante para entender qual a consequência na desigualdade total se adotadas políticas públicas focadas em grupos específicos. Uma entrada em massa na PEA com renda de indivíduos originalmente excluídos em que os entrantes aumentam significativamente a participação das rendas baixas, combinada com taxas diferenciadas de entrada nos diferentes grupos, pode levar a um aumento na desigualdade total, o que não é ruim, do ponto de vista social, se isso é decorrente da redução da pobreza que era constituída por esses excluídos. Esse seria, portanto, um “efeito benigno da desigualdade”.

De outra forma, seria perigoso criar políticas em que as taxas de entrada dos excluídos fossem iguais para todos os grupos, incorrendo em uma “falácia da queda da desigualdade e da pobreza”. Esse tipo de política levaria necessariamente a queda da desigualdade, reduziria a pobreza total, mas perpetuaria desigualdades intergrupos, tanto as desejáveis quanto as indesejáveis. Tal falácia não ocorreria caso a política adotada fosse de distribuição de valores fixos a todos os indivíduos, financiados pela sobretaxação de renda (progressiva ou não), pois necessariamente aumentaria a proporção da renda dos grupos originalmente baixa e reduziria a dos grupos de proporção originalmente alta, agindo sobre a componente intergrupos no mesmo sentido em que agiria sobre a componente intragrupo.

Por esses motivos, análise de políticas sociais não pode prescindir dos efeitos sobre a pobreza em favor dos efeitos sobre desigualdade, já que ações que reduzem pobreza não necessariamente reduzem desigualdade e vice-versa.

Em contextos cada vez mais visíveis em que a principal fonte de renda de algumas famílias é o trabalho da jovem mãe solteira, essa desigualdade é cada vez mais indesejada, e, por isso, as políticas públicas não podem ser genéricas, devendo dar atenção primeiramente aos mais necessitados, de forma que a desigualdade deve ser atacada desigualmente.

Resultados da macrossimulação para o Brasil

Observando somente a desigualdade de cada grupo (T_G), o que se nota é um gradual aumento na desigualdade de todos os grupos até o censo de 1991 (mais significativamente para indivíduos da área urbana, idosos e do sexo masculino), com uma tendência de retrocesso da desigualdade a partir de 2000, principalmente entre mulheres, com nível primário de escolaridade não concluído, e entre idosos de uma forma geral.

Foi encontrada crescente desigualdade ao longo das faixas de idade, o que é fenômeno esperado decorrente das diferentes histórias de vida dos indivíduos, mas ao longo dos Censos houve intensificação da desigualdade nas idades avançadas decorrente de interações sociais desses grupos que englobam mudança em regras de taxação das rendas (incluindo benefícios fiscais), em políticas de aposentadoria, em regras de remuneração do capital e outras (Wajnman, 1989). Já a crescente desigualdade do primeiro grupo de idade decorre da redução de observações nesse grupo, pois está associado com os esforços de redução do trabalho infantil (principalmente após o Estatuto da Criança e do Adolescente).

O aumento da desigualdade ocorre em grupos com poucos indivíduos, quando a saída de indivíduos se dá preferencialmente entre aqueles que estão próximos à renda média do grupo e/ou a entrada se dá em uma ou em ambas as extremidades do grupo. Além disso, os grupos que experimentam maiores taxas de entrada e saída de indivíduos são os localizados nas extremidades da distribuição

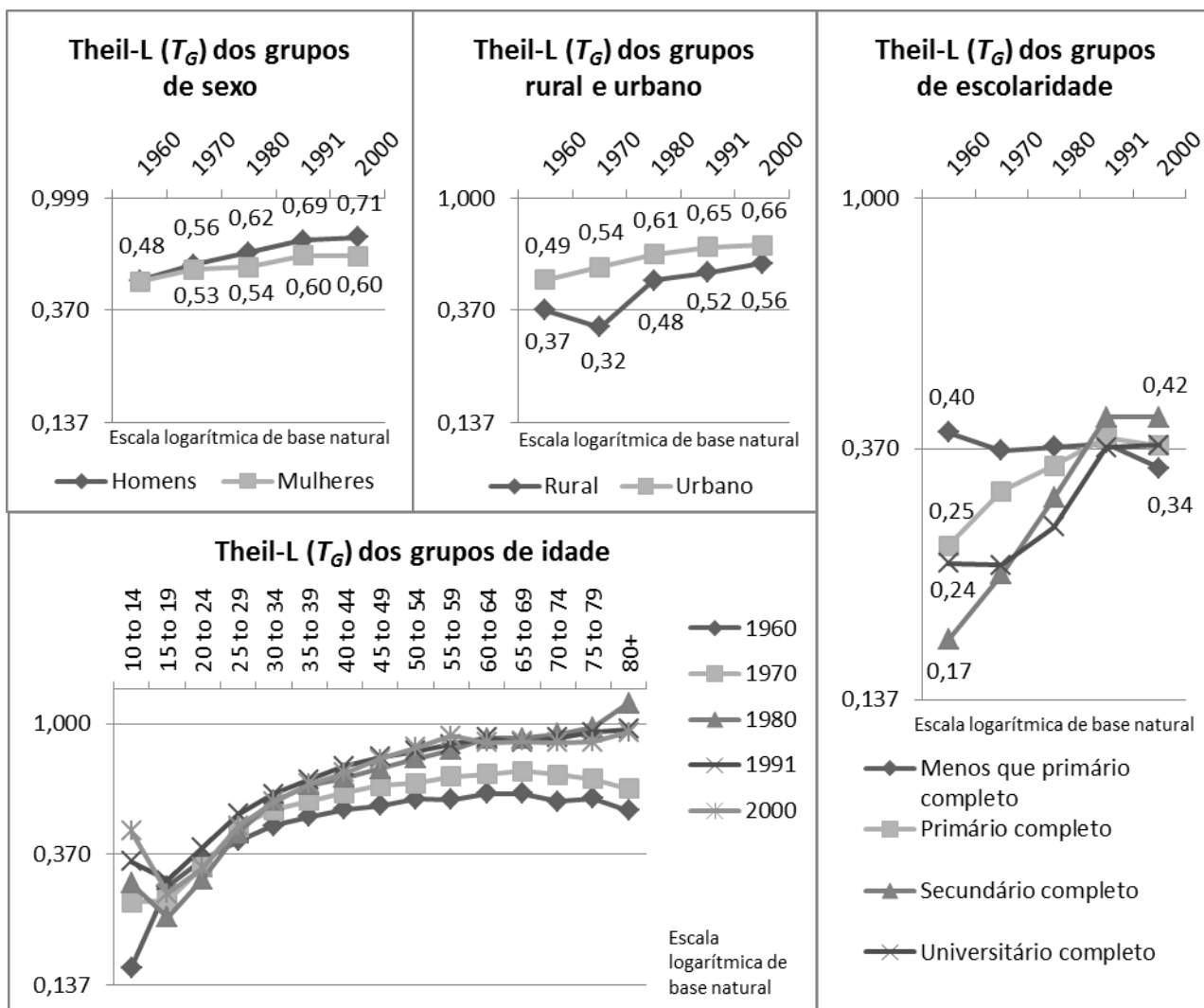
de idade, o que gera uma função de desigualdade em forma de “U”, como descrita por Mincer (apud Lam e Levison, 1990).

De forma semelhante ao caso hipotético citado anteriormente, de seletividade de entrada de mulheres na PEA com renda, há também a saída seletiva por posição nas relações de dependência familiares. Ou seja, os que possuem renda baixa e estão em posição inferior nas relações de dependência familiares saem com mais intensidade do que os que possuem renda alta na mesma posição, enquanto os que ocupam posições superiores nas relações de dependência tendem a permanecer na PEA, migrando entre as faixas de renda.

Dado que aqueles que possuem renda alta têm maior probabilidade de ocuparem posições superiores nas relações familiares de dependência, tem-se que a saída (do tempo $t - 1$ para o tempo t) de indivíduos na PEA com renda é função decrescente com a renda, dada a posição do indivíduo nas relações de dependência familiares e a sua idade.

Partindo para a desigualdade nos grupos de escolaridade, observa-se o grupo de indivíduos que não completaram o nível primário apresentava a maior desigualdade em 1960, mas realizou trajetória decrescente até 1991, enquanto os demais experimentaram desigualdade crescente, atingindo patamares próximos e até superiores ao do primeiro grupo no mesmo Censo. Já em 2000 há indicação de que a desigualdade dos grupos estão estabilizando muito próximas entre si.

Gráfico 2 – Índice de Theil-L (T_G) dos grupos de análise não disjuntos em função de escolaridade, sexo, grupos quinquenais de idade e status rural-urbano.



Fonte: IPUMS International

Ao se analisar a desigualdade (T_G) dos 240 grupos disjuntos (formados a partir da combinação entre as variáveis demográficas selecionadas), alguns movimentos sugerem importantes associações a políticas públicas. Exemplo disso é a forte queda na desigualdade de mulheres rurais com mais de 55 anos de idade em 2000, possivelmente associada com a redução na variabilidade das rendas individuais por causa da universalização da aposentadoria rural, dado que essa é a principal fonte de renda das integrantes desse grupo (Wajnman, s/d). Mas o efeito percebido nesse grupo é acompanhado pela redução do seu peso relativo, decorrente de migração rural-urbana e da elevação mais acentuada das taxas de atividades das mulheres rurais mais jovens do que das mais idosas.

O mesmo ocorre com os homens rurais a partir dos 60 anos, reforçando a hipótese dos ganhos advindos da aposentadoria rural, visto que as regras de aposentadoria preveem cinco anos a mais de espera para os homens. E ainda assumindo a hipótese dos ganhos decorrentes da universalização da aposentadoria, na área urbana tais ganhos se mostram mais significativos para mulheres do que para homens.

Em consequência da disjunção dos grupos de análise, nem todos eles oferecem análises satisfatórias, pois há aqueles que contam com poucas observações, causando grande flutuação nas suas medidas estatísticas. São exemplos os grupos de idosos de alta escolaridade em Censos mais antigos, os grupos de adolescentes com universidade concluída e os grupos rurais com alta escolaridade. Além disso, há grupos sem observações como os grupos de jovens de 10 a 14 anos

com universidade concluída (pois o sistema educacional não permite essas ocorrências) e, em alguns Censos, os grupos de mulheres com universidade concluída no meio rural.

Por esses motivos, os índices de Theil-L (T_G) desses grupos perdem a comparabilidade. Mas, sua medida é um elemento relevante da componente intragrupos, que é ponderado pelo número de observações no grupo, gerando suavização dessas distorções, o que permite inferir a respeito da informação conjunta de todos os grupos.

A macrossimulação, a partir dos dados padronizados nas duas formas apresentadas, serve como método de análise que abrange todos os grupos e interpretações gráficas que seguem, e levam em consideração as seguintes regras¹¹:

- A) Fixada a estrutura demográfica, qualquer redução na componente intragrupos da desigualdade decorrerá da redução da variabilidade de rendimentos individuais em um ou mais grupos, via: i) entrada de indivíduos cujas rendas são mais próximas da renda média do respectivo grupo e/ou saída de indivíduos com rendas mais distantes; ou ii) transferência de renda dos mais ricos do grupo para os mais pobres desse mesmo grupo¹², sendo possível i e ii ocorrerem simultaneamente.
- B) Fixada a estrutura de rendimentos (rendas médias e variância), qualquer redução na componente intragrupos da desigualdade decorrerá: da entrada de mais indivíduos nos grupos de menor variância de renda ou saída de mais indivíduos dos grupos de maior variância.
- C) Fixada a estrutura demográfica, qualquer redução na componente intergrupos da desigualdade decorrerá do aumento da proporção da renda dos grupos mais populosos e consequente redução da proporção da renda dos grupos menos populosos.
- D) Fixada a estrutura de rendimentos, qualquer redução na componente intergrupos da desigualdade decorrerá da redução na proporção de indivíduos dos grupos com pequena proporção da renda total e consequente aumento de indivíduos nos grupos com maior proporção da renda total.

As simulações permitiram identificar como teria se comportado a desigualdade caso uma das estruturas (demográfica ou de renda) não tivesse se alterado, ou seja, em raciocínio inverso, permitiram identificar a contribuição das mudanças, ora na estrutura de renda, ora na estrutura demográfica, na configuração da desigualdade de renda e inferir sobre o papel da(s) variável(eis) demográfica(s) em questão no comportamento da desigualdade total.

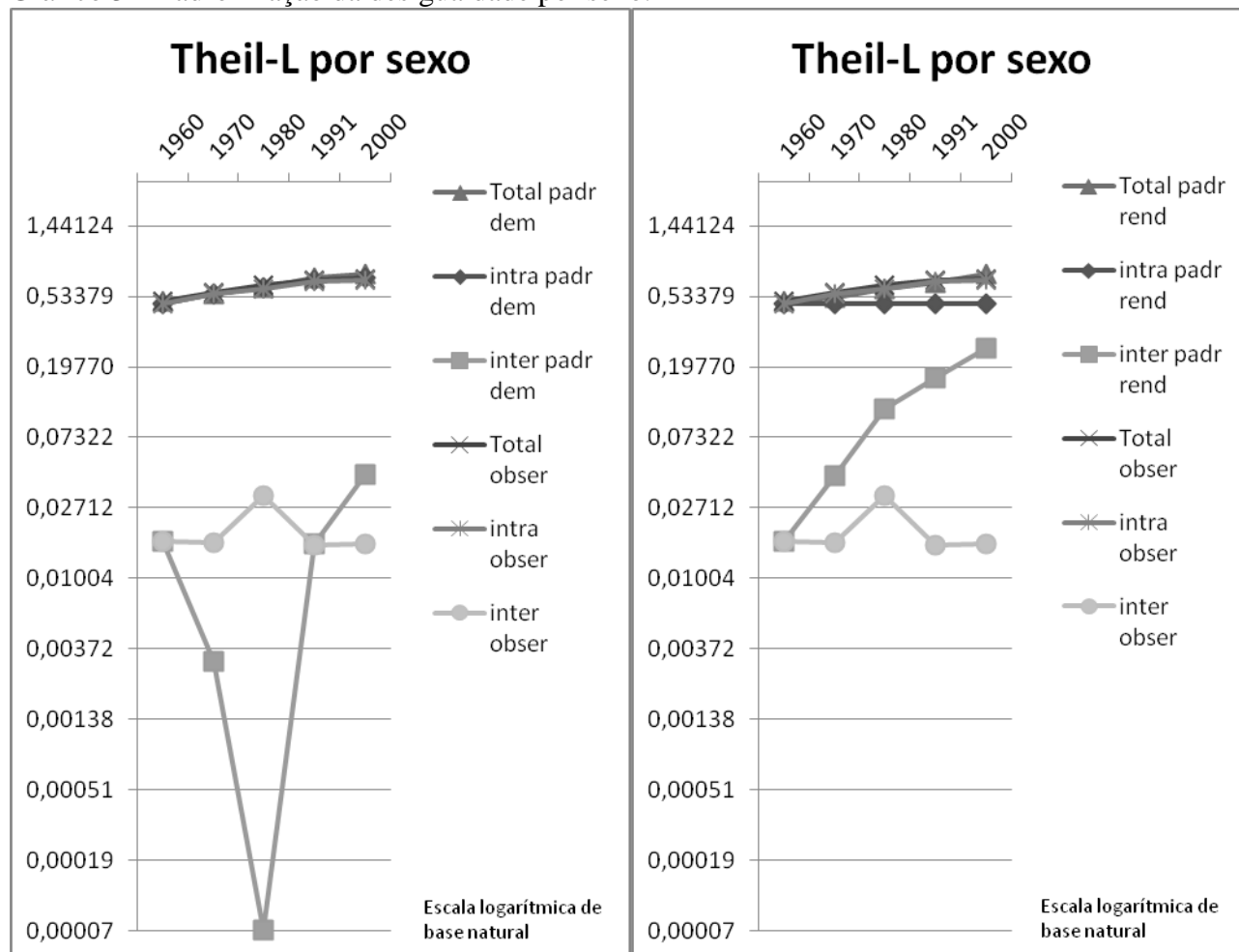
Seria esperado que, ao longo de todos os Censos, a crescente participação feminina na PEA com renda fosse fator atenuante da desigualdade total (via componente intragrupo), pois a menor desigualdade entre mulheres associada ao maior número de mulheres reduziria a desigualdade total. Mas as baixas rendas médias que as mulheres possuem em relação aos homens deveria produzir um

¹¹ Os grupos de escolaridade desconhecida e de idade desconhecida que continham observações estão inclusos nos valores do índice L de Theil Total, mas não participam do cálculo das componentes intra e intergrupos por não possuírem significado analítico. Por isso, os 240 grupos disjuntos excluem os grupos citados e gera uma diferença entre o cálculo direto da desigualdade de renda e o cálculo a partir das componentes, o que não prejudica a análise das componentes.

¹² Para se verificar um efeito puro na componente intragrupo, as entradas ou saídas de indivíduos deveriam ser proporcionais em todos os grupos no cenário i, o que manteria a componente intergrupos inalterada.

efeito na componente intergrupos no sentido contrário, que aumentaria a desigualdade total. Mas qual foi de fato a resultante dessas forças?

Gráfico 3 – Padronização da desigualdade por sexo.



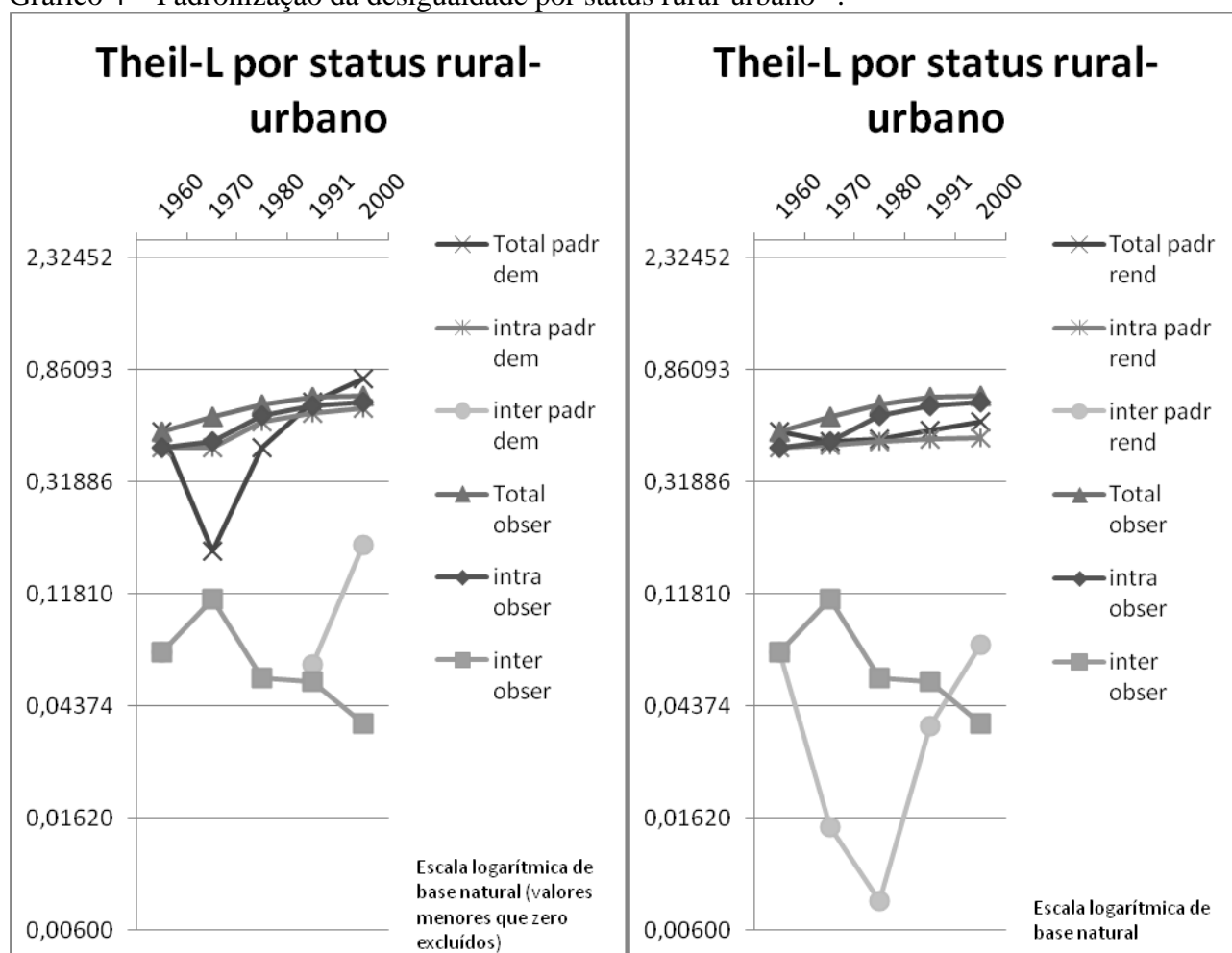
Fonte: IPUMS Internacional

Ao fixar a estrutura de sexos de 1960, foi possível identificar que a desigualdade total não teria mudança significativa em relação à observada ao longo dos Censos. Por isso, as mudanças que ocorreram na estrutura de rendimentos entre homens e mulheres foi grande em termos relativos, mas não foram significativos para ditar a configuração da desigualdade total devido a pequena participação da componente intergrupos.

Já a mudança na estrutura de sexos, quando fixada a estrutura de renda, confirma que o efeito da entrada de mulheres na PEA levaria a uma desigualdade intergrupos dez vezes maior do que a observada em 1991, e dezesseis vezes em 2000, se o perfil de rendimento de homens e mulheres fosse o mesmo de 1960, mas a componente intragrupos não sofreria mudanças significativas. Ainda assim, a componente intergrupos teria força suficiente para levar a desigualdade total a patamares semelhantes ao observado, de forma que a maior desigualdade de 2000 em relação a 1960 seria toda devido à diferença de renda entre homens e mulheres.

Partindo para a mudança na estrutura de status rural-urbano, a fixação da estrutura demográfica de 1960 mostra a relevância da mudança na estrutura de renda entre campo e cidade em 1970.

Gráfico 4 – Padronização da desigualdade por status rural-urbano¹³.



Fonte: IPUMS International

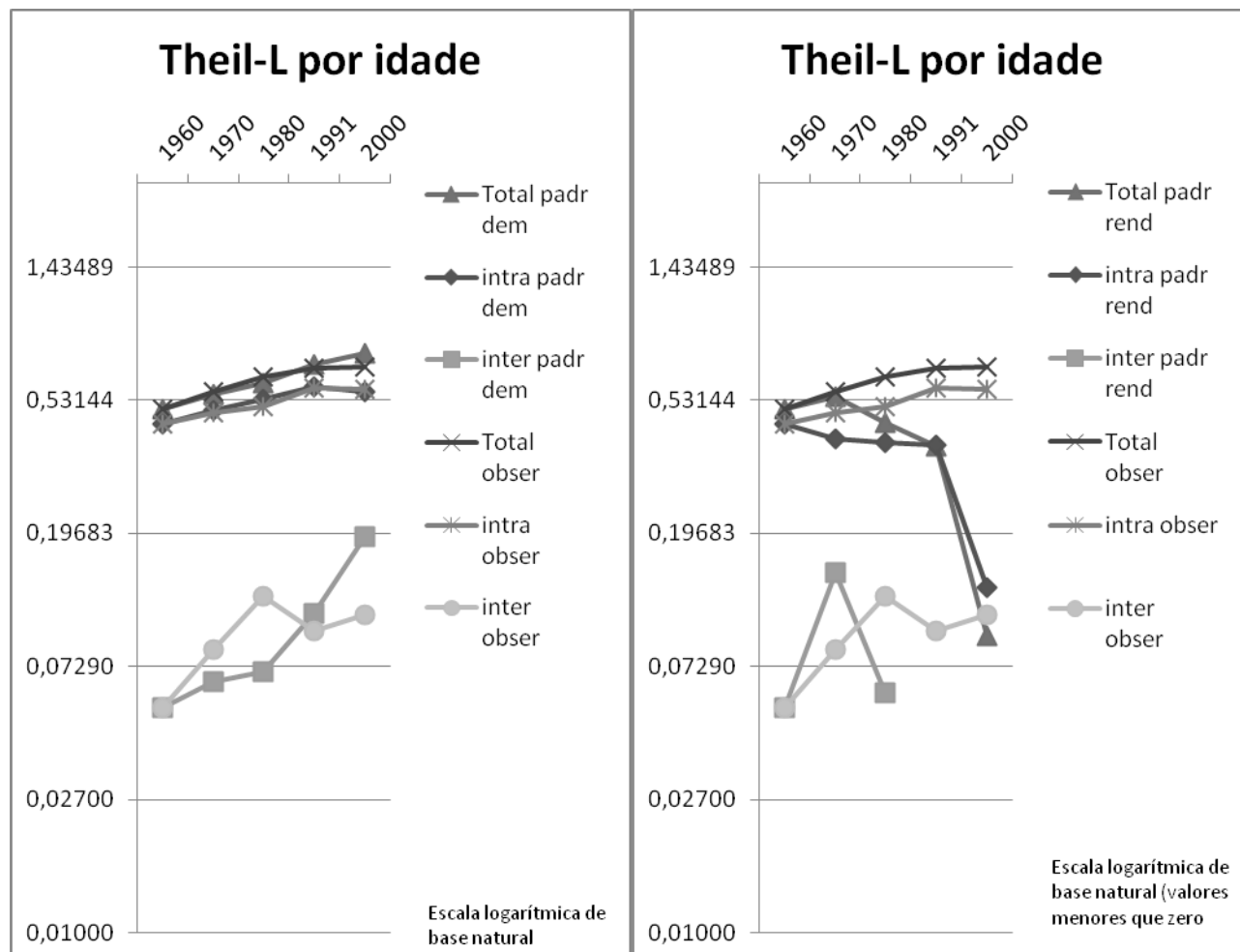
A desigualdade total simulada de 1970 seria apenas 30% da observada se a estrutura da população rural-urbana se mantivesse como em 1960. Por isso, tanto em 1970 quanto em 1980 as novas estruturas de renda foram responsáveis pela maior desigualdade, enquanto em 1991 houve indício de reversão e, em 2000, a estrutura de renda passou a ser responsável pela redução da desigualdade. A simulação mostra que a desigualdade seria um pouco menor em todos os censos se os indivíduos que chegaram às cidades tivessem se posicionado na mesma estrutura de renda de 1960. Mas o que aconteceu foi o empobrecimento das cidades com as migrações.

Por causa do aumento da participação de indivíduos urbanos na PEA e redução de indivíduos rurais, a maior desigualdade do meio urbano passou a ter mais peso e aumentou a desigualdade total dentro dos grupos ao longo dos Censos de 1970 e 1980. Mas a partir de 1991, a estrutura de renda do campo e da cidade voltaram a se aproximar, atingindo em 2000 patamares melhores em comparação com a base de 1960.

¹³ É importante ressaltar que a componente intergrupos pode assumir valores negativos enquanto a outra componente não pode. Quando isso ocorre, o efeito compensatório ao se estabelecer a desigualdade total pode ser incorporado na análise, mas a componente intergrupos perde seu sentido analítico. Há ainda o risco de esse efeito negativo apresentar maior magnitude do que o efeito positivo da componente intragrupos, levando a uma desigualdade total menor que zero, fazendo com que também ela perca o seu sentido analítico.

Se a PEA mantivesse as mesmas proporções de 1960 de indivíduos em grupos etários, as mudanças na estrutura de renda deixariam os grupos menos desiguais entre si do que o observado somente em 1970 e 1980, agindo de forma inversa em 1991 e 2000.

Gráfico 5 – Padronização da desigualdade por idade.



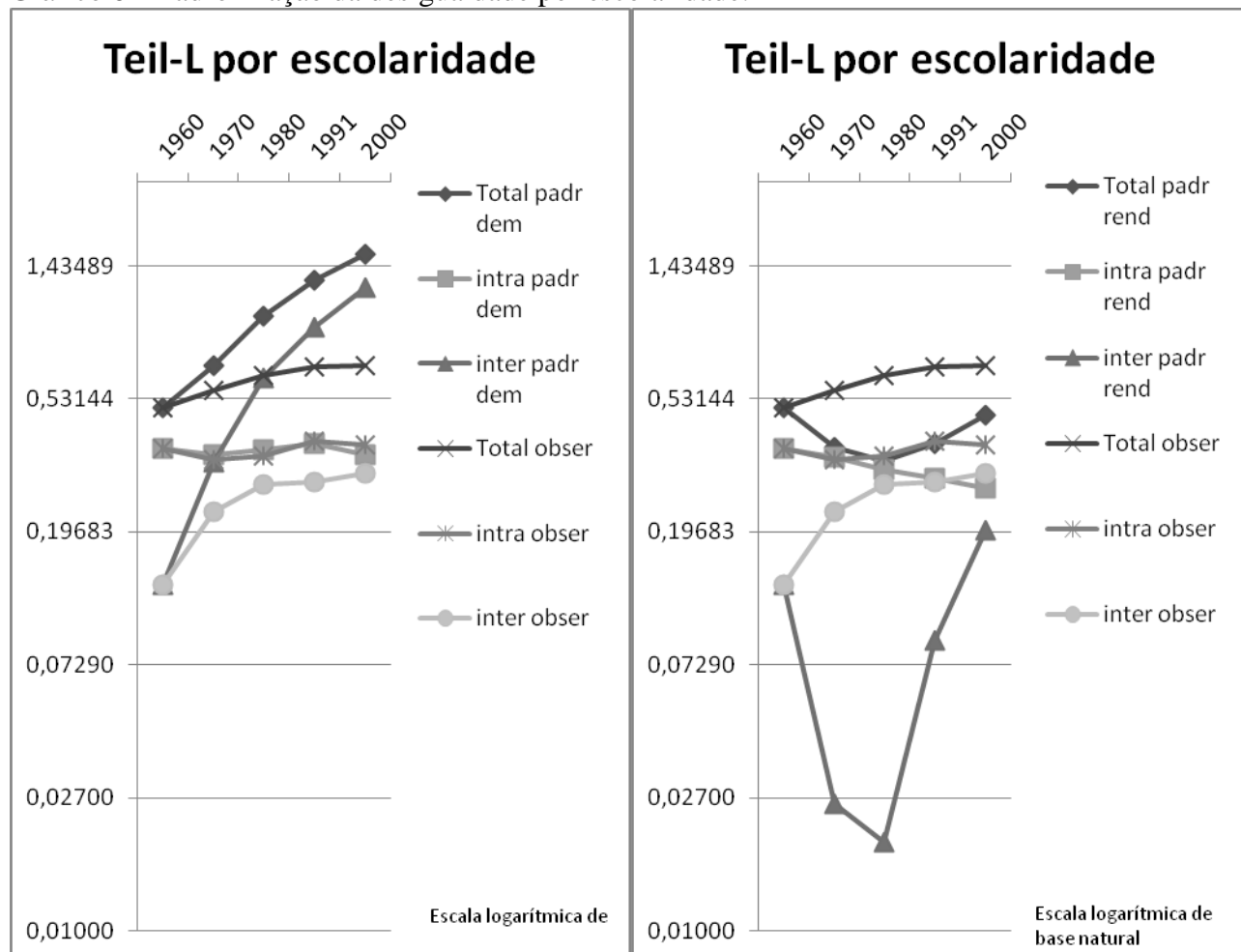
Fonte: IPUMS International

Mas é a fixação da estrutura de renda de 1960 que mostra os grandes efeitos da mudança na estrutura etária da PEA, de forma que a desigualdade observada em 2000 chega sete vezes e meia maior do que seria caso as proporções de indivíduos nos grupos etários não tivesse se alterado. Essa mudança nas proporções dos indivíduos nos grupos etários agiu fortemente e no mesmo sentido em ambas as componentes da desigualdade, pois o envelhecimento da PEA fez com que a maior desigualdade que ocorre entre e dentro dos grupos de idades mais elevadas sobressaísse a menor desigualdade que ocorre entre e dentro dos grupos mais jovens. É importante ressaltar aqui, que grande parte do envelhecimento da PEA está associado ao envelhecimento da população como um todo, que ocorre em sociedades que experimentam a transição demográfica.

Ao analisar a escolaridade, o que se nota é que houve aproximação entre as estruturas de renda dos grupos de escolaridade, e essa aproximação foi responsável por evitar que a desigualdade total em 2000 chegasse a mais que o dobro do que foi observada. Já as mudanças na estrutura de escolaridade, fixada a estrutura de rendimentos de 1960, proporcionariam uma trajetória de

desigualdade total menor do que a observada, sendo os grupos mais desiguais internamente estariam perdendo indivíduos para outros mais igualitários¹⁴.

Gráfico 6 – Padronização da desigualdade por escolaridade.

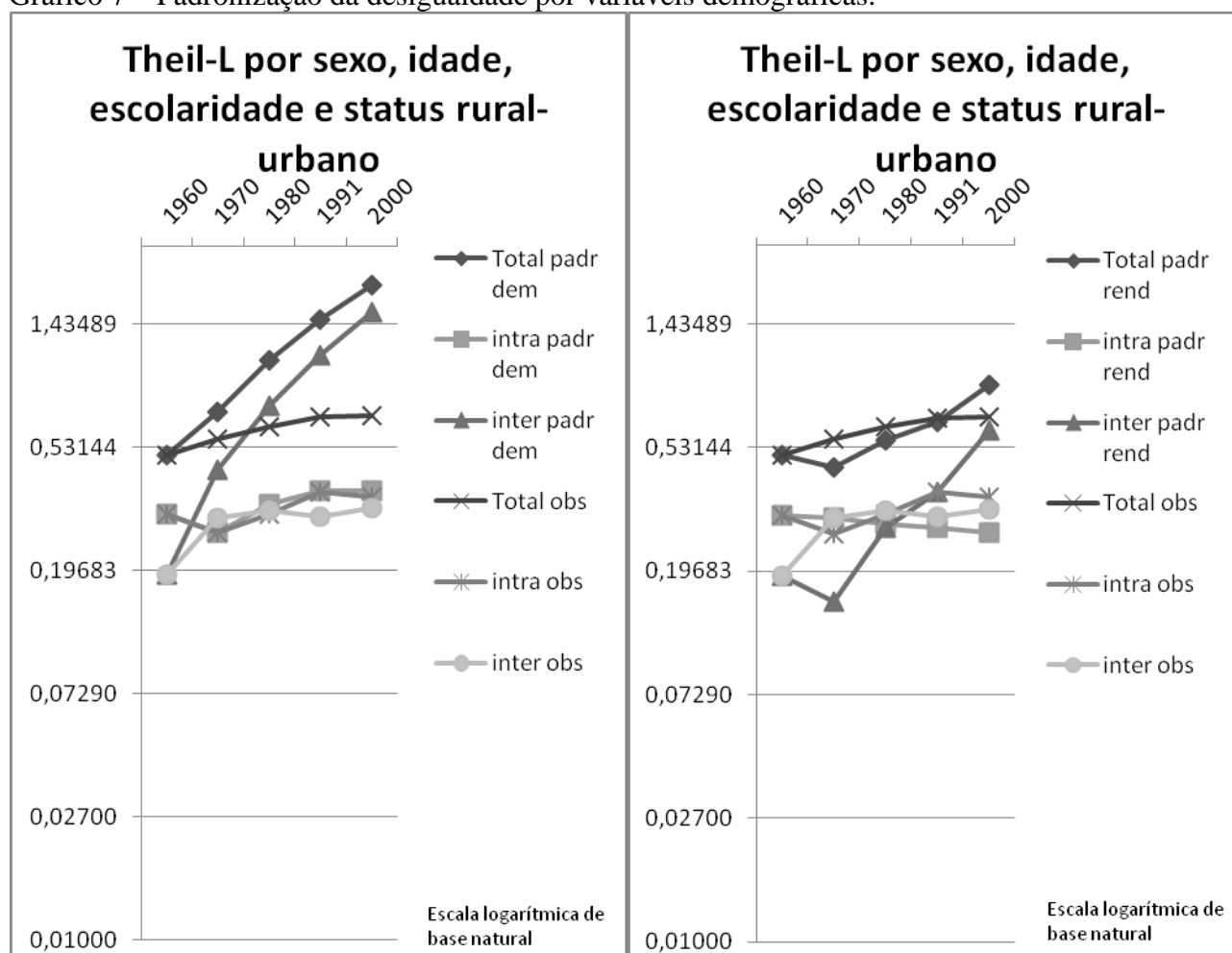


Fonte: IPUMS International

Por fim, chega-se à análise do efeito combinado de todas as variáveis demográficas, aplicável aos 240 grupos disjuntos. E a fixação pela estrutura demográfica de 1960 mostra que as mudanças nas estruturas das rendas dos grupos estudados foi responsável por evitar que a desigualdade total chegasse a quase três vezes o valor observado em 2000. Enquanto, ao se fixar a estrutura de renda de 1960, se explicitam as variáveis demográficas como responsáveis por manter a desigualdade total 22,5% menor do que seria em 2000, ao passo que em 1970 tinham sido responsáveis por aumentar em 24,4% em relação ao simulado.

¹⁴ O grupo de menor desigualdade (T_G) em 1960 foi o de nível secundário completo, o que não se repetiu nos demais Censos.

Gráfico 7 – Padronização da desigualdade por variáveis demográficas.



Fonte: IPUMS International

Conclusão

As mudanças da estrutura populacional brasileira, e especialmente a estrutura da PEA com rendimentos, ao longo dos Censos contribuíram significativamente na desigualdade de renda no Brasil. Diante dessas pressões decorrentes das mudanças, as relações e instituições sociais tiveram que se adaptar, bem como a estrutura dos rendimentos, e por consequência, houve uma sequência de ajustes nas esferas macro e micro. Dentre as principais mudanças que podem ser citadas estão os esforços de escolarização da população, da proteção contra o trabalho infantil e de inclusão das mulheres na PEA com renda, a universalização da aposentadoria, a abertura do mercado de trabalho para trabalhadores com idade avançada, as novas relações de trabalho do campo, os rearranjos familiares, e novas diretrizes de políticas de salário mínimo e benefícios sociais.

A grande desigualdade observada entre 1970 e 1991 foi acompanhada de um grande choque de mudanças na estrutura demográfica da PEA, indicando que a grande desigualdade esteve relacionada com forças de adaptação da nova conformação que esteve tomando a estrutura demográfica.

O que fica de mais importante desse exercício de simulação é que a desigualdade no Brasil seria muito maior caso a conformação da renda não se adaptasse às mudanças populacionais. Ou, em outros termos, as mudanças da população foram importantes fatores de pressão econômica para que

ocorressem ajustes capazes de amortecer o aumento na desigualdade de renda ao longo do período apresentado, pois além dos efeitos diretos que aqui foram quantificados, certamente foram também importantes os efeitos de segunda e terceira ordem ainda não quantificados.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. Vol. 1288 de Texto para Discussão. Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável**. Revista Brasileira de Ciências Sociais, São Paulo, v. 15, n. 42, p. 123-142, Fevereiro. 2000.

BOSERUP, E. **Population and Technological Change: A Study of Long Term Trends**. Chicago: University of Chicago Press. 1981.

BRITO, F., HORTA, C. J. G. e AMARAL, E. F. L. **A URBANIZAÇÃO RECENTE NO BRASIL E AS AGLOMERAÇÕES METROPOLITANAS**. CEDEPLAR. s/d. Disponível em http://www.nre.seed.pr.gov.br/cascavel/arquivos/File/A_urbanizacao_no_brasil.pdf

FOGUEL, M. N.; AZEVEDO, J. P. **Uma decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil: 1984-2005**. Vol. 1247 de Texto para Discussão. Rio de Janeiro: Editora IPEA, 2006.

HOFFMANN, R. **Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004**. Revista Econômica 8 (1): 55-81. 2006. Disponível em: <<http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>>.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Nota técnica, nº9. Brasília: IPEA. 2006. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.

_____. Ipeadata. Indicadores Sociais. Tema: Renda. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>

LAM, D. e LEVISON, D. **Age, Experience and Schooling: Decomposing Earnings Inequality in the United States and Brazil**. Sociological Inquiry, vol 62, Austin Texas, 1992.

_____. **Declínio na desigualdade da escolaridade no Brasil e seus efeitos na desigualdade de rendimentos**. Revista de Econometria. v. X, nº 2, p.243-278, Rio de Janeiro, 1990.

LANGONI, C. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

MACUNOVICH, Diane J. **The Easterlin Hypothesis**. An entry for the New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Ed. 2007.

Minnesota Population Center. **Integrated Public Use Microdata Series, International: IPUMS International**. Version 6.1 [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota, 2011.

MORLEY, S. A. **O efeito do crescimento demográfico sobre medidas de distribuição da renda**. Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 9, n. 3, p. 559-582, 1979

NERI, M. **Desigualdade, estabilidade e bem-estar social**. Série Ensaios Econômicos EPGE/FGV nº 637. Disponível em: <<http://epge.fgv.br/portal/arquivo/2168.pdf>>. 2006

PAGLIN, M. 1975. **The measurement and trend of inequality: A basic Revision**, American Economic Review, 65:598-609.

PAIVA, P. T. A; WAJNMAN, S. **Das causas às consequências econômicas da transição demográfica no Brasil**. R. bras. Est. Pop., São Paulo, v. 22, n. 2, p. 303-322, jul./dez. 2005.

PAMPEL, F. C., PETERS, H. E. **The Easterlin Effect**. Annual Review of Sociology vol. 21: p163-194, USA, 1995.

SIMONSEN, M. H. **Desigualdade e mobilidade social**. In: SUPPLY, E. et al., Debate: economistas contestam Simonsen. Ensaios de Opinião, vol. 8, 1978.

SOARES, S. S. D. **Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004**. Econômica (Niterói), v. 8, p. 83-115, 2006.

_____ **O ritmo na queda da desigualdade no Brasil é aceitável? Revista de Economia Política (Impresso)**, v. 30, p. 364-380, 2010.

WAJNMAN, S. 1989. **Estrutura demográfica da população economicamente ativa e distribuição de renda: Brasil – 1970/1980**. Dissertação de Mestrado. Belo Horizonte, Cedeplar/UFMG.

_____ **Envelhecimento, participação laboral feminina e desigualdade de renda no Brasil**. CEDEPLAR/UFMG. s/d. Disponível em <www.eclac.org/celade/noticias/paginas/5/27255/Wajnman.pdf>

WAJNMAN, S.; MENEZES FILHO, N. **Os efeitos da mudança demográfica sobre a desigualdade de rendimentos no Brasil**. In: WAJNMAN, S. e MACHADO, A.F. (Orgs.), Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2003.

WAJMAN, S.; TURRA, C. M.; AGOSTINHO, C. S. **Estrutura domiciliar e distribuição da renda familiar no Brasil**. In Paes de Barros, Ricardo; Foguel, Miguel Nathan; e Ulyseia, Gabriel, orgs.. Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. Vol 1: 423-442. 2007.

ANEXOS

Tabela 1 – Componentes dos índices L de Thail observados:

Censo	THEIL-L TOTAL	Rural-Urbano		Sexo		Idade		Escolaridade	
		Intraclasse							
1960	0,4993	0,4289	85,9%	0,4823	96,6%	0,4455	89,2%	0,3663	73,4%
1970	0,5669	0,4542	80,1%	0,5504	97,1%	0,4839	85,4%	0,3389	59,8%
1980	0,6302	0,5745	91,2%	0,598	94,9%	0,507	80,5%	0,3487	55,3%
1991	0,6759	0,6217	92,0%	0,6599	97,6%	0,581	86,0%	0,3894	57,6%
2000	0,6826	0,6451	94,5%	0,6662	97,6%	0,5751	84,3%	0,3785	55,4%
Interclasse									
1960	0,4993	0,0704	14,1%	0,017	3,4%	0,0538	10,8%	0,133	26,6%
1970	0,5669	0,1127	19,9%	0,0165	2,9%	0,083	14,6%	0,228	40,2%
1980	0,6302	0,0557	8,8%	0,0322	5,1%	0,1232	19,5%	0,2815	44,7%
1991	0,6759	0,0542	8,0%	0,016	2,4%	0,0949	14,0%	0,2865	42,4%
2000	0,6826	0,0375	5,5%	0,0164	2,4%	0,1075	15,7%	0,3041	44,6%

Fonte: IPUMS International

Tabela 2 – Incremento e decremento (em *Nits*) nas componentes do índice L de Theil decorrente do efeito de padronização por estrutura demográfica.

Censo	Rural-Urbano			Sexo			Idade			Escolaridade		
	Intra	Inter	TOTAL	Intra	Inter	TOTAL	Intra	Inter	TOTAL	Intra	Inter	TOTAL
1960	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1970	0,0221	0,3718	0,3939	-0,0010	0,0134	0,0124	-0,0075	0,0179	0,0104	-0,1151	-0,0127	-0,1024
1980	0,0295	0,1696	0,1991	-0,0081	0,0322	0,0241	-0,0298	0,0532	0,0234	-0,3572	-0,0163	-0,3410
1991	0,0394	-0,0086	0,0308	-0,0129	-0,0002	-0,0131	-0,0078	-0,0134	-0,0212	-0,6148	0,0071	-0,6219
2000	0,0349	-0,1445	-0,1096	-0,0226	-0,0271	-0,0497	0,0108	-0,0852	-0,0744	-0,8914	0,0273	-0,9187

Fonte: IPUMS International

Tabela 3 – Incremento e decremento (em *Nits*) nas componentes do índice L de Theil decorrente do efeito de padronização por estrutura de renda.

Censo	Rural-Urbano			Sexo			Idade			Escolaridade		
	Intra	Inter	TOTAL	Intra	Inter	TOTAL	Intra	Inter	TOTAL	Intra	Inter	TOTAL
1960	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1970	0,0138	0,0978	0,1116	0,0683	-0,0258	0,0425	0,0835	-0,0643	0,0192	0,1961	-0,0060	0,2021
1980	0,1181	0,0480	0,1661	0,1162	-0,0764	0,0398	0,1181	0,0633	0,1814	0,2969	0,0348	0,2621
1991	0,1580	0,0178	0,1758	0,1784	-0,1517	0,0267	0,1999	0,0984	0,2982	0,2938	0,0945	0,1994
2000	0,1758	-0,0380	0,1378	0,1850	-0,2398	-0,0548	0,4431	0,1479	0,5910	0,2120	0,1065	0,1055

Fonte: IPUMS International

Tabela 4 – Efeito de padronização com as três variáveis agindo simultaneamente (todos os grupos de iteração em cada Censo)

Censo	Índice L de Theil observado	Incremento e decremento nas componentes
-------	-----------------------------	---

				Padronização por estrutura demográfica			Padronização por estrutura de renda		
	TOTAL	intra	inter	Intra	inter	TOTAL	intra	inter	TOTAL
1960	0,4993	0,3093	0,1901	0	0	0	0	0	0
1970	0,5669	0,2658	0,3011	-0,1428	-0,0011	-0,1417	0,1113	-0,0359	0,1473
1980	0,6302	0,3110	0,3192	-0,4467	-0,0262	-0,4205	0,0650	0,0245	0,0405
1991	0,6758	0,3705	0,3053	-0,8108	-0,0033	-0,8075	0,0229	0,0912	-0,0683
2000	0,6826	0,3577	0,3249	-1,2753	-0,0158	-1,2595	-0,1984	0,0886	-0,2869

Fonte: IPUMS International