

Família e distribuição de renda: o impacto da participação das esposas no mercado de trabalho *

RICARDO PAES DE BARROS **

ROSANE S. PINTO DE MENDONÇA ***

Transformações na família têm reflexos importantes sobre a distribuição de renda na medida em que, além do papel redistributivo, a família exerce também a função coordenadora no processo de geração do orçamento familiar. Devido às dificuldades de se incluir, em uma mesma análise sobre distribuição de renda, famílias de tamanhos e estruturas distintas, restringimos o universo de análise às famílias nucleares, isto é, aquelas formadas necessária e exclusivamente por casais com ou sem filhos. Com base nesse universo, procuramos investigar o impacto do aumento da participação das esposas na força de trabalho sobre a distribuição de renda para nove regiões metropolitanas no Brasil. Especificamente, comparamos a distribuição de famílias nucleares segundo os rendimentos do chefe da família com a distribuição segundo os rendimentos do casal, estimando, assim, o impacto marginal da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a distribuição de renda entre famílias nucleares.

1 — Introdução

A família brasileira tem sofrido profundas transformações nas últimas décadas [cf. Pastore, Zylberstajn e Pagotto (1983) e Silva (1982)]. Algumas destas transformações, como o crescimento da participação da mulher na força de trabalho e a redução do tamanho das famílias,¹ têm reflexos potencialmente importantes sobre a evolução da distribuição de renda entre famílias. Dada a grande preocupação acerca da evolução da desigualdade

* Agradecemos a Ana Isabel M. Alvarenga, pelo excelente suporte computacional, e a Luiz Antônio Arbex e André Barbosa, pela assistência à pesquisa. Além disso, agradecemos também a todos os participantes do seminário sobre "Mercado de Trabalho", no INPES, em particular a Guilherme Sedlacek, por seus comentários extremamente úteis.

** Do INPES/IPEA e da PUC/RJ.

*** Da PUC/RJ.

¹ Pastore, Zylberstajn e Pagotto (1983, Tabelas I.6 e I.19) mostraram que, de 1970 a 1980, a percentagem de famílias com menos de cinco membros aumentou de 49,2 para 58,8% e a percentagem da força de trabalho composta por mulheres aumentou de 20,9 para 27,5%. Silva (1982, Tabelas 2.4 e 2.5) e Médici (1982) mostraram que, de 1970 a 1977, o tamanho médio da família diminuiu de 5,0 para 4,5, a percentagem de famílias com menos de quatro membros aumentou de 35,7 para 40,5% e a taxa de participação da mulher na força de trabalho aumentou de 18,2 para 34,7%.

de renda no Brasil, é surpreendente que nenhum estudo tenha sido realizado com o objetivo de avaliar a extensão em que estas transformações na família possam ter influenciado a evolução temporal da desigualdade no país.² Neste trabalho investigamos em que medida a crescente participação de mulheres casadas na força de trabalho tem levado a reduções na desigualdade de renda entre famílias.

Conforme largamente reconhecido, a família desempenha um importantíssimo papel redistributivo. Esta função torna-se evidente ao constatarmos que mais de 50% da população brasileira não possuem qualquer fonte própria de renda.³ Portanto, o nível de bem-estar dos membros deste grupo só pode ser avaliado na medida em que se conheçam a renda e a composição das famílias em que se inserem. Desta perspectiva decorre que a distribuição de bem-estar entre pessoas depende crucialmente da distribuição de renda entre famílias.

As transformações que ocorrem na família têm reflexos importantes sobre a distribuição de renda na medida em que, além de seu papel redistributivo, a unidade familiar exerce também a função coordenadora no processo de geração do seu orçamento. Talvez com o objetivo de maximizar o nível de bem-estar como um todo, e de acordo com a composição e qualificação de seus membros, a família determina quais pessoas devem participar da força de trabalho e quais devem se dedicar à produção de bens e serviços domésticos.

A flexibilidade da jornada de trabalho permite que trabalhadores com baixos salários, ao intensificarem suas jornadas, reduzam a desigualdade de renda [Barros (1989)]. Da mesma forma, também as famílias potencialmente mais pobres, na medida em que se utilizam mais intensamente do trabalho feminino e de crianças e adolescentes, reduzem os níveis de desigualdade de renda reinantes na sociedade. De fato, o papel do trabalho feminino e de menores como forma de complementar o orçamento de famílias pobres brasileiras é um tópico controverso e de extrema relevância que tem sido investigado por diversos autores, como, por exemplo, Pastore, Zylberstajn e Pagotto (1983), Zylberstajn, Pagotto e Pastore (1985), Bilac (1978) e Silva (1982). Neste artigo, ao considerarmos o impacto redistributivo do trabalho das mulheres casadas, objetivamos estender nosso conhecimento de como a função coordenadora da família pode ser usada para reduzir a desigualdade.

São muitas as dificuldades de se incluir, em uma mesma análise sobre distribuição de renda, famílias de tamanhos e estruturas distintas. Por esta

² O fato de que transformações na família durante os anos 70 têm influenciado decididamente a evolução da desigualdade no Brasil é evidente da observação de Hoffmann e Kageyama (1986, p. 40 e Tabelas 3 e 6) de um "processo simultâneo de aumento das desigualdades de renda entre as pessoas economicamente ativas e de reduções das desigualdades entre as famílias, quanto ao rendimento familiar, verificado no Brasil entre 1970 e 1980".

³ De acordo com a Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD) de 1985, a percentagem da população sem qualquer fonte de renda nas três principais regiões do país segue o seguinte padrão: 62,4% no Nordeste, 52,4% no Sudeste e 56,7% no Sul.

razão, optamos por restringir o universo de análise às famílias "nucleares", isto é, aquelas formadas necessária e exclusivamente por casais com ou sem filhos.⁴ Com base nesse universo, que corresponde a cerca de um terço das famílias brasileiras, comparamos a distribuição das famílias segundo os rendimentos apenas do chefe da família com a distribuição segundo os rendimentos do casal.⁵ Em outras palavras, estimamos o impacto marginal da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a distribuição de renda entre famílias nucleares.⁶

Em última instância, o impacto da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a distribuição de renda depende de três fatores: *a)* participação das esposas no orçamento familiar; *b)* direção e nível da associação entre os rendimentos dos cônjuges; e *c)* nível de desigualdade de renda entre as esposas, comparado com aquele entre os chefes. Duas questões permanecem relativamente inexploradas na literatura: *a)* como, precisamente, estes três fatores interagem para determinar o efeito redistributivo da inclusão dos rendimentos das esposas?; e *b)* em que medida é possível isolar o impacto individual de cada um destes fatores?

Respostas a estas questões irão certamente permitir que previsões mais adequadas possam ser feitas a respeito da evolução da distribuição de renda entre famílias, dados cenários alternativos para a evolução do nível de participação da mulher casada na força de trabalho.

Este trabalho encontra-se organizado em torno destas duas questões. A primeira delas é investigada na próxima seção, onde se estabelece a base teórica para a seguinte, que estima, com base em informações da PNAD, o impacto da participação das esposas sobre a distribuição de renda entre famílias e analisa como este impacto se relaciona com os seguintes aspectos: *a)* a participação das esposas na força de trabalho e no orçamento familiar; *b)* a associação entre os rendimentos dos cônjuges; e *c)* os níveis de desigualdade referentes às distribuições dos rendimentos de cada cônjuge. A quarta seção considera teórica e empiricamente a segunda questão, desenvolvendo e aplicando especificamente um método de decompor a variação no coeficiente de Gini entre aquela que se deve à diferença de desigualdade entre as distribuições de rendimentos dos cônjuges e aquela que se deve ao nível e direção da associação entre os rendimentos dos cônjuges. A última seção sintetiza os principais resultados do trabalho.

⁴ Consideramos apenas famílias onde as crianças têm menos de 14 anos.

⁵ Na verdade, foram considerados apenas os rendimentos do trabalho.

⁶ Diversas análises similares podem ser encontradas na literatura, destacando-se as seguintes: Mincer (1974), Smith (1979), Danziger (1980) e Lehrer e Nerlove (1981 e 1984) para os Estados Unidos; Layard e Zabalza (1979) para o Reino Unido; Gronau (1982) para Israel; Schirm (1988) para Quebec, Canadá; e Duraisamy e Levy-Garboua (1989) para a França. Uma curta resenha desta literatura encontra-se em Michael (1985).

2 — Aspectos teóricos

Sejam R_1 e R_2 variáveis aleatórias correspondentes aos rendimentos dos chefes de família e de suas esposas, respectivamente. Denotemos por F a distribuição conjunta de R_1 e R_2 , e por R_+ uma variável aleatória correspondente aos rendimentos dos casais, isto é, $R_+ = R_1 + R_2$. Sejam F_1 , F_2 e F_+ as distribuições de R_1 , R_2 e R_+ , respectivamente, e I um índice de concentração. Denotemos por I_1 , I_2 e I_+ os valores destes índices associados às distribuições F_1 , F_2 e F_+ , respectivamente. Definamos $\Delta_I = (I_+ - I_1)/I_1$. Logo, Δ_I mede o impacto de inclusão dos rendimentos das esposas sobre a concentração de renda entre famílias quando I é o índice de concentração utilizado.

Dado F (a distribuição conjunta de R_1 e R_2) e uma escolha de I (o coeficiente de Gini, por exemplo), Δ_I pode ser univocamente obtido. Portanto, Δ_I é uma função de F . O objetivo desta seção é estudar algumas das propriedades desta função.

A análise, então, prossegue em três passos. Primeiro, analisamos um importante caso extremo, no qual a contribuição relativa de cada esposa ao orçamento de sua família é a mesma. Neste caso, conforme será mostrado, $\Delta_I = 0$. A análise deste caso nos fornecerá condições necessárias para que $\Delta_I \neq 0$. A seguir, demonstramos que em certos casos é possível conhecer o sinal de Δ_I a partir, simplesmente, das distribuições marginais F_1 e F_2 . Nestes casos, a natureza da associação entre R_1 e R_2 é irrelevante na determinação do sinal de Δ_I . Este resultado será então utilizado para formalizar a noção de que a agregação de rendas de diferentes fontes sempre tende a reduzir a desigualdade. Finalmente, caracterizamos como Δ_I depende de F quando I é o coeficiente de variação. A seguinte notação adicional será usada: seja ρ o coeficiente de correlação (de Pearson) entre R_1 e R_2 e ρ_R o coeficiente de correlação de ordem correspondente; sejam m_1 , m_2 e m_+ as médias e C_1 , C_2 e C_+ os coeficientes de variação de R_1 , R_2 e R_+ , respectivamente; definamos $r = C_2/C_1$ e $\alpha = m_2/m_+$; e, finalmente, sejam L_1 , L_2 e L_+ as curvas de Lorenz associadas a F_1 , F_2 e F_+ .

2.1 — Participação fixa das esposas no orçamento familiar

Suponhamos que a distribuição conjunta F seja tal que a participação das esposas no orçamento familiar seja a mesma para todos os casais. Neste caso, $R_2 = \alpha \cdot R_+$ e, conseqüentemente, $R_+ = R_1/(1 - \alpha)$. Caso I seja independente da escala utilizada,⁷ então $I_+ = I_1$ e, portanto, teremos sempre $\Delta_I = 0$,

⁷ Independência de escala é uma propriedade considerada quase universalmente como necessária a qualquer medida de desigualdade aceitável. Kolm (1976), contudo, apresenta argumentos muito interessantes de como a independência de escala pode não ser necessariamente, uma boa propriedade.

independentemente de α , a participação das esposas no orçamento familiar. A interpretação deste resultado é importante e imediata: se cada esposa contribui com uma participação relativa fixa do orçamento familiar, então a inclusão de seus rendimentos simplesmente multiplica a renda familiar por um fator constante $-(1 - \alpha)^{-1}$, no caso $-$ e, portanto, não modifica os níveis de desigualdade previamente verificados.

Este caso extremo em que $R_2 = \alpha \cdot R_+$ possui duas caracterizações alternativas:⁸

- TEOREMA 1:** a) $R_2 = \alpha \cdot R_+$ se, e somente se, $\rho_R = 1$ e $L_1 = L_2$; e
 b) $R_2 = \alpha \cdot R_+$ se, e somente se, $\rho = 1$ e $r = 1$.

Este teorema mostra que a participação das esposas no orçamento familiar é constante, isto é, $R_2 = \alpha \cdot R_+$ se, e somente se: a) os rendimentos dos cônjuges estiverem positiva e perfeitamente correlacionados; e b) o nível de desigualdade entre os chefes for idêntico àquele entre as esposas. Note-se que $L_1 = L_2$ implica que $r = 1$, enquanto que $\rho = 1$ implica que $\rho_R = 1$. Deste modo, a condição $L_1 = L_2$ impõe mais restrições no sentido de quão similar a desigualdade entre os rendimentos dos chefes e os das esposas precisa ser, ao passo que a condição $\rho = 1$ impõe maiores restrições sobre a associação entre os rendimentos dos cônjuges. Como uma consequência deste teorema, uma condição necessária para $\Delta_I \neq 0$ é que pelo menos uma das condições acima precisa ser violada, isto é:

- COROLARIO:** a) se $\Delta_I \neq 0$, então $\rho_R \neq 1$ ou $L_1 \neq L_2$; e
 b) se $\Delta_I \neq 0$, então $\rho \neq 1$ ou $r \neq 1$.

Além de seu interesse próprio, estas caracterizações são extremamente importantes como ponto de partida para a análise que se segue e, em particular, para a análise de decomposição que será discutida mais tarde na Seção 4.

2.2 — A subaditividade ponderada das medidas de desigualdade

Em certo sentido, a agregação de rendas de diferentes fontes sempre leva a reduções na desigualdade. A melhor maneira de formalizar esta noção é através da seguinte propriedade de subaditividade ponderada derivada por Satchell (1987, Teorema 1b):

$$\text{TEOREMA 2: } L_+ \geq (1 - \alpha) \cdot L_1 + \alpha \cdot L_2.$$

⁸ As demonstrações de todos os teoremas encontram-se em um apêndice — não publicado neste artigo — que pode ser obtido com os autores.

Lembremos que quanto mais altas as curvas de Lorenz menores serão os níveis de desigualdade. Portanto, podemos apropriadamente nos referir a $L_+ = \{(1 - \alpha) \cdot L_1 + \alpha \cdot L_2\}$ como o ganho em desigualdade devido à agregação. A seguir, mostramos que este ganho é zero se, e somente se, $\rho_R = 1$:

TEOREMA 3: $L_+ = (1 - \alpha) \cdot L_1 + \alpha \cdot L_2$ se, e somente se, $\rho_R = 1$.

O Teorema 2 possui várias conseqüências úteis:

COROLARIO 1: $L_+ \geq \text{MIN} \{L_1, L_2\}$.

COROLARIO 2: $L_+ \geq L_1$ se $L_1 \leq L_2$.

Conforme é bem conhecido [cf. Anand (1983, p. 339)], se $L \geq L_1$, então, para toda medida de desigualdade I que seja *a)* independente da escala e do tamanho da população e *b)* satisfaça o critério de Dalton-Pigou, tem-se que $I_+ \leq I_1$. Portanto, segue-se do Corolário 2 que:

COROLARIO 3: Se $L_1 \leq L_2$ e I é uma medida de desigualdade que *a)* independe da escala e do tamanho da população e *b)* satisfaz o critério de Dalton-Pigou, então $I_+ \leq I_1$ e, conseqüentemente, $\Delta_I \leq 0$, independentemente da correlação entre a renda dos chefes.

A hipótese $L_1 \leq L_2$ é forte. A seguir, obtemos resultados similares ao Corolário 3 sob hipóteses mais fracas. Naturalmente, a idéia é encontrar resultados análogos ao Teorema 2. De fato, existe uma variedade de resultados análogos ao Teorema 2 escritos em termos de medidas de desigualdade ao invés de curvas de Lorenz. Como apropriadamente observado por Satchell (1987, Teorema 2), a propriedade de subaditividade ponderada das curvas de Lorenz transforma-se imediatamente em uma propriedade de superaditividade ponderada para todas as medidas que, como o índice de Gini (G) são funções lineares da curva de Lorenz.⁹

COROLARIO 4: Se I é uma função linear decrescente de L , então $I_+ \geq (1 - \alpha) \cdot I_1 + \alpha \cdot I_2$.

Infelizmente, a maioria das medidas de desigualdade comumente usadas não são funções lineares de L . Contudo, em geral, a propriedade de superaditividade ponderada ainda se verifica. O estudo de medidas de desigualdades superaditivas foi iniciado por Kolm (1976, Seção IX). Schorrocks (1978) introduziu uma classe de medidas que incluem a maioria das medidas tradicionalmente utilizadas e que satisfazem esta propriedade de superaditividade. As duas medidas de Theil (1967) que denotamos por T e L são membros desta família introduzida por Schorrocks:

⁹ Para uma caracterização de uma importante subclasse de tais medidas, cf. Mehran (1976).

- TEOREMA 4:**¹⁰ a) C, G, T e L são medidas de desigualdade superaditivas, isto é, $I_+ \geq (1 - \alpha) \cdot I_1 + \alpha \cdot I_2$ para $I = C, G, T$ e L ;
- b) se $I = C$, então $I_+ = (1 - \alpha) \cdot I_1 + \alpha \cdot I_2$ se, e somente se, $\rho = 1$; e
- c) se $I = G$, então $I_+ = (1 - \alpha) \cdot I_1 + \alpha \cdot I_2$ se, e somente se, $\rho_B = 1$.

Segue-se como uma consequência imediata que:

COROLARIO: Se $I \in \{C, G, T \text{ e } L\}$, então $I_+ \leq \text{MAX}(I_1, I_2)$ e, consequentemente, se $I_2 \leq I_1$, então $\Delta_I \leq 0$, independentemente da correlação entre os rendimentos dos chefes.

A essência destes teoremas e corolários é que a desigualdade associada à soma de duas fontes de renda é sempre menor do que a média ponderada da desigualdade em cada fonte e, consequentemente, é menor do que a desigualdade associada à fonte de renda mais concentrada. Segue-se destes resultados que, se a distribuição de renda entre as esposas é menos concentrada do que a distribuição de renda entre os chefes, então a inclusão da renda das esposas irá sempre reduzir a desigualdade, independentemente da associação entre as rendas dos chefes. Portanto, uma condição necessária para a inclusão da renda das esposas elevar a desigualdade é que a distribuição da renda entre as esposas seja mais concentrada do que a distribuição entre os chefes.

2.3 — Coeficiente de variação

Conforme enfatizado por Gronau (1982), a utilização do coeficiente de variação como medida de desigualdade facilita sobremaneira a caracterização da relação funcional entre Δ_I e F . No caso em que I é o coeficiente de variação, temos:

$$\Delta_I = [(1 - \alpha)^2 + \alpha^2 \cdot r^2 + 2\alpha \cdot (1 - \alpha) \cdot \rho \cdot r]^{1/2} - 1$$

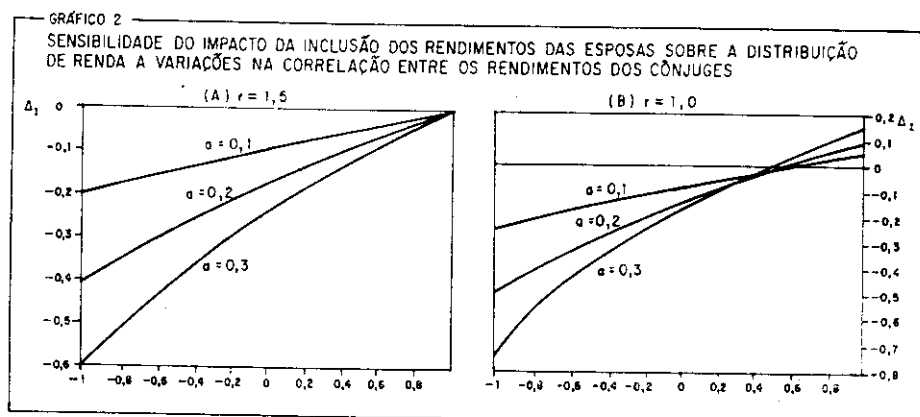
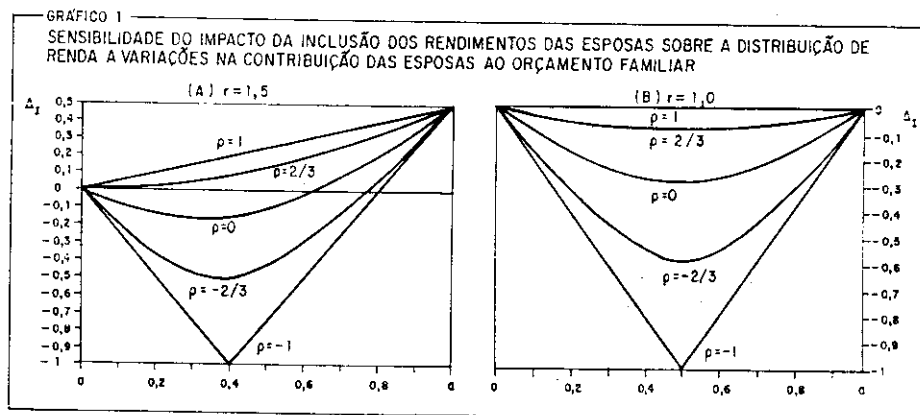
Desta expressão segue-se que Δ_I depende de F somente através dos parâmetros α , ρ e r .¹¹ O parâmetro α é um indicador do nível de participação

¹⁰ Gostaríamos de agradecer a Rodolfo Hoffmann por apontar um erro na formulação deste teorema na versão submetida a esta revista.

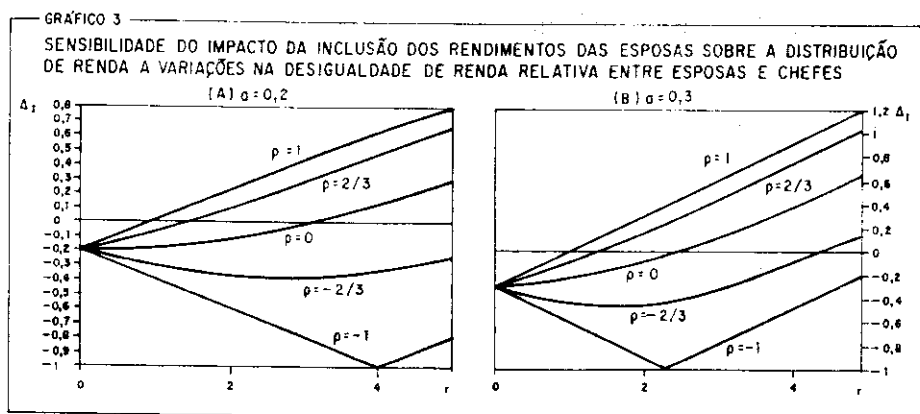
¹¹ Naturalmente, a parametrização (α, ρ, r) não é a única opção. De fato, Gronau (1982) e Schirm (1988) escolheram diferentes parametrizações. Gronau (1982, p. 134) considerou a parametrização (α, ρ, r) no apêndice de seu trabalho.

das esposas no orçamento familiar, ρ é uma medida da associação entre os rendimentos dos cônjuges e, finalmente, r mede quão mais concentrada é a distribuição dos rendimentos das esposas comparada com a distribuição dos rendimentos dos chefes.

A seguir, passamos a analisar sequencialmente a sensibilidade de Δ_I a cada um destes parâmetros (cf. Gráficos 1, 2 e 3). Começamos analisando como Δ_I varia com α quando ρ e r são mantidos constantes.¹² Se $\rho = 1$, então $\Delta_I = \alpha \cdot (r - 1)$, e a inclusão dos rendimentos das esposas reduzirá



¹² É desnecessário dizer, mas este tipo de análise pode ser bastante sensível à parametrização usada, uma vez que ela prescreve implicitamente o que é mantido constante em cada exercício. Como mencionado antes, Gronau (1982) e Schirm (1988) usaram diferentes parametrizações e, assim, suas análises de sensibilidade não podem ser diretamente comparadas com a nossa.



ou aumentará a desigualdade, dependendo somente do fato de a desigualdade entre as esposas ser menor ($r < 1$) ou maior ($r > 1$) que a desigualdade entre os chefes. Neste caso, com uma correlação perfeita e positiva o impacto da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a distribuição de renda será proporcional a α . Se a correlação não é 1 mas positiva e suficientemente grande, então Δ_I não será proporcional a α , mas variará, ainda, monotonicamente com α . Especificamente, se $r \geq 1$ e $\rho \geq 1/r$, então Δ_I crescerá monotonicamente com α , enquanto que, se $r \leq 1$ e $\rho \geq r$, Δ_I decrescerá monotonicamente com α . Caso contrário, em particular quando $\rho < 0$, a relação entre Δ_I e α terá a forma de um U. Assim, enquanto a contribuição das esposas ao orçamento familiar é pequena e os rendimentos dos cônjuges estão negativamente correlacionados, a inclusão dos rendimentos das esposas sempre reduzirá a desigualdade de renda. Finalmente, note-se que, quando $\alpha = 1$, $\Delta_I = r - 1$. Portanto, se a desigualdade entre as esposas é maior do que aquela entre os chefes, então, inevitavelmente, para valores elevados de α , $\Delta_I > 0$.

A relação entre Δ_I e ρ , quando α e r são mantidos constantes, é sempre monotonicamente crescente, conforme esperado. Conseqüentemente, um aumento na correlação entre os rendimentos dos cônjuges sempre reduzirá o impacto redistributivo da inclusão dos rendimentos das esposas.

Finalmente, a relação entre Δ_I e r , quando α e ρ são mantidos constantes, tem algumas características pouco intuitivas. Dever-se-ia esperar que quanto menor fosse a desigualdade entre as esposas maior seria o impacto redistributivo devido à inclusão de seus rendimentos. Em outras palavras, dever-se-ia esperar que Δ_I fosse crescente com r . Este é, de fato, o caso quando $\rho > 0$. Contudo, se $\rho < 0$, Δ_I será decrescente com r para pequenos valores de r , ou, mais especificamente, para todo $r < -(1 - \alpha) \cdot \rho / \alpha$. Conseqüentemente, se os rendimentos dos cônjuges são negativamente correlacionados, então uma maior desigualdade entre as esposas reduz a desigualdade entre famílias, pelo menos enquanto a desigualdade entre as esposas é suficientemente pequena.

3 — Evidências empíricas

Nesta e na próxima seção procuramos avaliar empiricamente a magnitude e a natureza do impacto da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a distribuição de renda entre famílias nucleares.¹³ Dentro deste universo, restringimos a análise àquelas famílias que satisfazem os seguintes critérios: a) residem na área urbana de uma das nove regiões metropolitanas do país; b) o domicílio em que residem é particular e abriga apenas uma família; c) o chefe possui de 25 a 50 anos e participa da força de trabalho; e d) os filhos residentes têm no máximo 14 anos.

Esta delimitação do universo de análise busca incluir somente famílias em que o orçamento é formado preponderantemente pela renda do trabalho do chefe com a eventual colaboração da esposa. De fato, neste universo de famílias, os rendimentos do trabalho dos cônjuges representam mais que 90% do orçamento familiar (renda do trabalho e não-trabalho), enquanto que os rendimentos dos filhos representam, em média, menos de 1% deste orçamento.

Utilizando duas medidas alternativas de desigualdade (o Gini e o coeficiente de variação), comparamos, na Tabela 1, a distribuição de famílias segundo os rendimentos do trabalho do chefe com a distribuição segundo os rendimentos do casal. A tabela mostra também que, exceto em Porto Alegre, a inclusão dos rendimentos das esposas eleva de 1,0 para 2,0% o nível de desigualdade de renda quando medido pelo coeficiente de Gini. Caso o índice utilizado seja o coeficiente de variação, então a inclusão de tais rendimentos pode reduzir o nível de desigualdade de renda em mais de 4,0%. Em qualquer um dos casos o impacto da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a desigualdade de renda entre famílias é surpreendentemente pequeno.

Uma possível razão para um impacto tão pequeno pode ser uma contribuição igualmente pequena das esposas ao orçamento familiar, devido, talvez, a uma baixa participação destas no mercado de trabalho. Entretanto, observamos na Tabela 2 que a contribuição média das esposas ao orçamento familiar não é desprezível, situando-se em torno de 14%. Além disso, suas taxas de ocupação e participação no mercado de trabalho são bastante significativas, de 35 a 50% (cf. Tabelas 3 e 4, respectivamente). Isto posto, concluímos não ser possível explicar a pequena magnitude do impacto reportado na Tabela 1 com base no comportamento observado da contribuição das esposas ao orçamento familiar.

Uma explicação alternativa para o pequeno impacto observado na Tabela 1 seria uma associação fortemente positiva entre os rendimentos dos cônjuges. No entanto, os resultados apresentados na Tabela 5 demons-

¹³ É oportuno enfatizar que as famílias nucleares são aquelas formadas necessária e exclusivamente por casais com ou sem filhos. Portanto, a presença de qualquer outro parente ou agregado, necessariamente, desclassifica a família como sendo nuclear.

TABELA 1

Índices de concentração relativos às distribuições de famílias segundo os rendimentos do chefe e do casal — 1985

Região metropolitana	Coefficiente de Gini	Coefficiente de variação
Belém		
Chefe (I_1)	0,556	1,37
Casal (I_+)	0,566	1,41
Variação (Δ_r) ^a	+1,8	+2,9
Fortaleza		
Chefe (I_1)	0,585	1,53
Casal (I_+)	0,595	1,52
Variação (Δ_r)	+1,7	-0,7
Recife		
Chefe (I_1)	0,608	1,67
Casal (I_+)	0,618	1,65
Variação (Δ_r)	+1,6	-1,2
Salvador		
Chefe (I_1)	0,563	1,55
Casal (I_+)	0,571	1,48
Variação (Δ_r)	+1,4	-4,5
Belo Horizonte		
Chefe (I_1)	0,544	1,27
Casal (I_+)	0,550	1,26
Variação (Δ_r)	+1,1	-0,8
Rio de Janeiro		
Chefe (I_1)	0,554	1,65
Casal (I_+)	0,566	1,58
Variação (Δ_r)	+2,2	-4,2
São Paulo		
Chefe (I_1)	0,508	1,24
Casal (I_+)	0,513	1,23
Variação (Δ_r)	+1,0	-0,8
Curitiba		
Chefe (I_1)	0,504	1,13
Casal (I_+)	0,509	1,14
Variação (Δ_r)	+1,0	+0,9
Porto Alegre		
Chefe (I_1)	0,526	1,32
Casal (I_+)	0,518	1,26
Variação (Δ_r)	-1,5	-4,5

FONTE: PNAD-85, Tabulações dos autores.

^a $\Delta_r = [(I_+ - I_1)/I_1] \cdot 100$.

TABELA 2

Contribuição média da esposa ao orçamento familiar — 1985

(Em %)

Região metropolitana	Contribuição média
Belém	12,6
Fortaleza	14,5
Recife	12,2
Salvador	13,2
Belo Horizonte	12,3
Rio de Janeiro	14,2
São Paulo	13,2
Curitiba	13,9
Porto Alegre	17,0

FONTE: PNAD-85, Tabulações dos autores.

TABELA 3

Taxa de ocupação das esposas no mercado de trabalho — 1985

(Em %)

Região metropolitana	Taxa de ocupação
Belém	37,8
Fortaleza	42,8
Recife	35,8
Salvador	39,5
Belo Horizonte	35,7
Rio de Janeiro	38,9
São Paulo	35,1
Curitiba	39,9
Porto Alegre	47,2

FONTE: PNAD-85, Tabulações dos autores.

TABELA 4

Taxas de participação e de desemprego das esposas no mercado de trabalho — 1985

(Em %)

Região metropolitana	Taxa de participação	Taxa de desemprego
Belém	39,1	3,5
Fortaleza	43,7	3,9
Recife	38,2	6,3
Salvador	41,2	4,3
Belo Horizonte	38,0	6,1
Rio de Janeiro	40,9	4,8
São Paulo	37,0	5,2
Curitiba	42,8	6,8
Porto Alegre	50,0	5,6

FONTE: PNAD-85. Tabulações dos autores.

TABELA 5

Correlação entre os rendimentos dos cônjuges — 1985

(Em %)

Região metropolitana	Correlação
Belém	+0,5
Fortaleza	+0,4
Recife	+0,4
Salvador	+0,3
Belo Horizonte	+0,4
Rio de Janeiro	+0,4
São Paulo	+0,3
Curitiba	+0,4
Porto Alegre	+0,3

FONTE: PNAD-85. Tabulações dos autores.

TABELA 6

Correlação entre os rendimentos do chefe e da esposa, dado que esta se encontra ocupada — 1985

(Em %)

Região metropolitana	Correlação
Belém	+0,6
Fortaleza	+0,6
Recife	+0,5
Salvador	+0,5
Belo Horizonte	+0,5
Rio de Janeiro	+0,4
São Paulo	+0,6
Curitiba	+0,6
Porto Alegre	+0,5

FORTE: PNAD-85. Tabulações dos autores.

TABELA 7

Diferença entre o rendimento médio dos chefes cujas esposas são economicamente ativas e o rendimento médio daqueles cujas esposas não são economicamente ativas — 1985

(Em salários mínimos)

Região metropolitana	Diferença entre os rendimentos médios ^a
Belém	2,2 (0,7)
Fortaleza	2,0 (0,5)
Recife	1,9 (0,6)
Salvador	1,2 (0,6)
Belo Horizonte	2,1 (0,4)
Rio de Janeiro	1,9 (0,5)
São Paulo	0,6 (0,4)
Curitiba	0,9 (0,4)
Porto Alegre	0,4 (0,4)

FORTE: PNAD-85. Tabulações dos autores.

^a Os valores entre parênteses correspondem aos desvios-padrão das estimativas.

tram que, apesar de positiva, a correlação entre os rendimentos dos cônjuges está longe de ser perfeita. De fato, ela varia entre 0,3 e 0,5. Contudo, em uma perspectiva internacional, ela é alta. Esta correlação é determinada por dois fatores: a) a correlação entre os rendimentos dos cônjuges para os casais onde a esposa trabalha; e b) a associação entre a participação das esposas no mercado de trabalho e o rendimento dos seus respectivos cônjuges. Na Tabela 6 observamos que esta correlação entre os rendimentos dos cônjuges entre casais em que ambos trabalham é superior à correlação quando todos os casais são incluídos. Por outro lado, a Tabela 7 demonstra que a associação entre a participação da esposa na força de trabalho e os rendimentos de seu cônjuge é fracamente positiva na medida em que o rendimento médio dos chefes cujas esposas se encontram na PEA é apenas ligeiramente superior ao rendimento médio daqueles cujas esposas ali não se encontram. Em suma, no nosso universo de análise, a associação entre os rendimentos dos cônjuges é relativamente elevada, devido, primordialmente, à forte correlação entre os rendimentos dos cônjuges em casais onde ambos trabalham.

Uma forma importante das esposas contribuírem para o orçamento familiar e, simultaneamente, para a redução do nível de desigualdade de renda é através de sua participação na força de trabalho nos momentos em que seus cônjuges se encontrem desempregados. Este fenômeno pode ser claramente observado na Tabela 8, onde os resultados mostram que o desemprego do chefe da família eleva em 5 a 40 pontos percentuais o nível de participação das esposas na força de trabalho.

Até o momento constatamos que a participação das esposas no mercado de trabalho é significativa e sua contribuição ao orçamento familiar não é

TABELA 8

Participação das esposas no mercado de trabalho segundo a situação do chefe — 1985

(Em %)

Região metropolitana	Chefe ocupado	Chefe desempregado
Belém	38,7	79,9
Fortaleza	43,6	57,2
Recife	37,9	51,9
Salvador	41,2	45,9
Belo Horizonte	37,6	58,7
Rio de Janeiro	40,4	62,5
São Paulo	36,9	42,1
Curitiba	42,6	49,9
Porto Alegre	49,7	69,4

FONTE: PNAO-65. Tabulações dos autores.

desprezível. Além disso, obtivemos claras evidências de que, apesar de positiva, a associação entre os rendimentos dos cônjuges não é tão forte. Portanto, para que o impacto da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a distribuição de renda entre famílias seja tão pequeno é necessário que a desigualdade de renda entre as esposas seja bem maior do que aquela entre os chefes. Esta previsão é confirmada pela Tabela 9, que mostra que o coeficiente de Gini entre as esposas é cerca de 50% maior que entre os chefes, ao passo que o coeficiente de variação é 70% maior.

TABELA 9

Índices de concentração relativos às distribuições de famílias segundo os rendimentos do chefe e da esposa — 1985

Região metropolitana	Coefficiente de Gini	Coefficiente de variação
Belém		
Chefe	0,556	1,37
Esposa	0,849	2,61
Fortaleza		
Chefe	0,585	1,53
Esposa	0,830	2,52
Recife		
Chefe	0,608	1,67
Esposa	0,879	2,87
Salvador		
Chefe	0,563	1,55
Esposa	0,842	2,47
Belo Horizonte		
Chefe	0,544	1,27
Esposa	0,840	2,46
Rio de Janeiro		
Chefe	0,554	1,65
Esposa	0,842	2,52
São Paulo		
Chefe	0,508	1,24
Esposa	0,839	2,49
Curitiba		
Chefe	0,504	1,13
Esposa	0,817	2,27
Porto Alegre		
Chefe	0,526	1,32
Esposa	0,774	2,16

FONTE: PNAO-85. Tabulações dos autores.

4 — Decompondo o impacto da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a distribuição de renda

Como foi visto na seção anterior, apesar da participação média das esposas no orçamento familiar situar-se entre 10 e 20%, o impacto da inclusão de seus rendimentos sobre a distribuição de renda entre famílias é muito pequeno. Para entender este resultado devemos notar que, se, por um lado, a associação imperfeita entre os rendimentos dos cônjuges leva a que a inclusão dos rendimentos das esposas tenda a reduzir a desigualdade, por outro, a maior desigualdade entre as esposas comparada com aquela entre os chefes leva a que a inclusão de seus rendimentos tenda a piorar a distribuição de renda entre famílias. Em suma, o pequeno impacto observado é a resultante de duas forças operando em direções opostas. Nesta seção procuramos estimar a magnitude destas duas componentes decompondo a variação no coeficiente de Gini.

Em concordância com a notação introduzida anteriormente, denotemos por F a distribuição conjunta de R_1 e R_2 e por $L_1(F)$, $L_2(F)$, $\rho_R(F)$, $\alpha(F)$ e $\Delta_I(F)$ os valores obtidos para L_1 , L_2 , ρ_R , α e Δ_I a partir de F . Pelo Teorema 1, $\Delta_I(F) \neq 0$ somente quando: *a*) a desigualdade entre as esposas é diferente daquela entre os chefes, $L_2(F) \neq L_1(F)$; e/ou *b*) a associação entre os rendimentos dos cônjuges não é perfeita, $\rho_R(F) \neq 1$. Caso $L_2(F) = L_1(F)$ e $\rho_R(F) = 1$, teríamos $\Delta_I(F) = 0$. Nosso objetivo é, portanto, decompor $\Delta_I(F)$ em duas componentes decorrentes dos fatores $L_2(F) \neq L_1(F)$ e $\rho_R \neq 1$, respectivamente.

Considere-se uma distribuição conjunta hipotética G tal que: *a*) $L_1(G) = L_1(F)$; *b*) $\alpha(G) = \alpha(F)$; *c*) $L_2(G) = L_1(G)$; e *d*) $\rho_R(G) = 1$. Portanto, a distribuição hipotética G preserva a concentração dos rendimentos do chefe e a participação das esposas no orçamento familiar (condições *a* e *b*), mas altera a concentração dos rendimentos das esposas e a associação entre os rendimentos dos cônjuges. Segue-se de *a*, *c* e *d*, e do Teorema 1 (*a*), que $\Delta_I(G) = 0$. A distribuição G é o nosso ponto de partida nesta decomposição.

O próximo passo é considerar uma segunda distribuição conjunta hipotética H tal que: *a*) $L_1(H) = L_1(F)$; *b*) $\alpha(H) = \alpha(F)$; *c*) $L_2(H) = L_2(F)$; e *d*) $\rho_R(H) = 1$. Esta distribuição pode ser obtida a partir de F , rearranjando-se os casais de tal forma que, ao final, a ordenação dos mesmos, segundo os rendimentos do chefe, seja idêntica à ordenação segundo os rendimentos da esposa. Alternativamente, H pode ser obtida a partir de G alterando-se a distribuição dos rendimentos das esposas e preservando-se, no entanto, a ordenação entre elas de tal forma que $\rho_R(H) = \rho_R(G) = 1$. Portanto, H é uma distribuição hipotética entre F e G que preserva a desigualdade das distribuições marginais de F mas, através de um rearranjo das esposas, garante uma associação perfeita entre os rendimentos dos cônjuges. A importância de considerarmos a distribuição H deriva de dois fatos: primeiro, que $\Delta_I(H) \neq 0$, se, e somente se, $L_1(F) \neq L_2(F)$, o que se segue do fato de que $L_1(H) = L_1(F)$, $L_2(H) = L_2(F)$ e $\rho_R = 1$ (assim,

$\Delta_1 \equiv \Delta_I(H)$ é uma medida da contribuição a $\Delta_I(F)$ de diferenças em desigualdade entre a distribuição de rendimentos do chefe e a distribuição de rendimentos da esposa); e, segundo, que $\Delta_I(H) \neq \Delta_I(F)$ se, e somente se, $\rho_R(F) \neq 1$ (desta forma, $\Delta_2 \equiv \Delta_I(F) - \Delta_I(H)$ é uma medida da contribuição da associação imperfeita entre os rendimentos dos cônjuges para $\Delta_I(F)$). Em síntese, $\Delta_I(F) = \Delta_1 + \Delta_2$ com $\Delta_1 \equiv \Delta_I(H)$ e $\Delta_2 \equiv \Delta_I(F) - \Delta_I(H)$. Note-se que Δ_1 seria o impacto observado da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a distribuição de renda entre famílias, caso a associação entre os rendimentos dos cônjuges fosse perfeita, ao passo que Δ_2 mede a variação que se observaria em Δ_I caso houvesse um rearranjo dos casais de tal forma a garantir uma associação perfeita.

Para estimarmos Δ_1 e Δ_2 é suficiente estimar $\Delta_I(F)$ e $\Delta_I(H)$. Estimativas para $\Delta_I(F)$ foram obtidas na seção anterior (Tabela 1). Estimativas para $\Delta_I(H)$ devem ser obtidas, em princípio, via simulação a partir de F , rearranjando-se os casais apropriadamente. Felizmente, no caso do coeficiente de Gini, $\Delta_I(H)$ e, portanto, Δ_1 e Δ_2 podem ser obtidos diretamente de estimativas para $I_1(F)$, $I_2(F)$ e $\alpha(F)$ utilizando-se a seguinte proposição:

TEOREMA 5: Se I é o coeficiente de Gini, então:

$$\Delta_1 \equiv \Delta_I(H) = \alpha(F) \cdot [I_2(F) / I_1(F) - 1]$$

e:

$$\Delta_2 \equiv [I_+(F) - (1 - \alpha(F)) \cdot I_1(F) - \alpha(F) \cdot I_2(F)] / I_1(F)$$

Este teorema não só facilita o cálculo de Δ_1 e Δ_2 como também torna trivial a discussão de seus sinais. De fato, da expressão para Δ_1 segue-se que $\Delta_1 < 0$ se, e somente se, $I_2(F) < I_1(F)$, isto é, a inclusão dos rendimentos das esposas tende a piorar a distribuição de renda entre famílias, $\Delta_I > 0$, na medida em que seus rendimentos estão pior distribuídos do que os rendimentos dos chefes. Da expressão para Δ_2 e dos Teoremas 2 e 3 na Seção 2 segue-se que $\Delta_2 \leq 0$, com $\Delta_2 = 0$ se, e somente se, $\rho_R(F) = 1$. Portanto, uma associação imperfeita entre os rendimentos dos cônjuges sempre faz com que a inclusão dos rendimentos das esposas tenda a reduzir a desigualdade de renda entre as famílias.

A Tabela 10 reporta estimativas para Δ_1 e Δ_2 quando o índice de concentração utilizado é o coeficiente de Gini. Segundo as estimativas obtidas, os valores absolutos de Δ_1 e Δ_2 estão entre 7 e 10%. Portanto, por serem os coeficientes de Gini bem maiores para as esposas do que para os chefes, a inclusão dos rendimentos das esposas teria elevado de 7 para 10% o coeficiente de Gini caso a associação entre os rendimentos dos cônjuges fosse perfeita. O fato de a associação ser imperfeita contrabalança esta tendência, gerando um resultado final próximo de zero.

TABELA 10

Decomposição do impacto da inclusão dos rendimentos das esposas sobre a distribuição de renda entre famílias nucleares com base no coeficiente de Gini — 1985

Região metropolitana	Coeficiente de Gini			Δ_I	α (%)	Δ_1	Δ_2
	Casal (I_+)	Chefe (I_1)	Esposa (I_2)				
Belém	0,566	0,556	0,649	+1,8	16,9	8,8	-7,0
Fortaleza	0,585	0,585	0,830	+1,7	19,7	8,1	-6,4
Recife	0,618	0,608	0,879	+1,6	16,5	7,2	-5,6
Salvador	0,571	0,563	0,842	+1,4	17,4	8,5	-7,1
Belo Horizonte	0,550	0,544	0,840	+1,1	15,5	8,3	-7,3
Rio de Janeiro	0,566	0,554	0,842	+2,2	18,9	9,6	-7,5
São Paulo	0,513	0,508	0,839	+1,0	15,9	10,3	-8,3
Curitiba	0,509	0,504	0,817	+1,0	18,9	10,4	-9,4
Porto Alegre	0,518	0,526	0,774	-1,5	18,1	8,7	-10,2

FONTES: PNAD-85, Tabulações dos autores.

NOTAS: $\Delta_I = [(I_+ - I_1)/I_1] \cdot 100$;

$\alpha =$ razão da média dos rendimentos da esposa sobre a média dos rendimentos do casal;

$\Delta_1 = \alpha \cdot [(I_2 - I_1)/I_1] \cdot 100$; e

$\Delta_2 = [(I_+ - (1 - \alpha) I_1 - \alpha I_2)/I_1] \cdot 100$.

5 — Conclusão

A família brasileira tem sofrido profundas transformações nas últimas décadas, com implicações potencialmente importantes para a evolução da distribuição do bem-estar na sociedade. Neste trabalho analisamos o impacto redistributivo de uma destas transformações — o crescimento da participação das esposas na força de trabalho.

Demonstramos que para este impacto não ser nulo é necessário que: a) a associação entre os rendimentos dos cônjuges não seja perfeita; e/ou b) a desigualdade de renda entre as esposas seja diferente daquela entre os chefes. Além disso, também foi demonstrado que, se a distribuição dos rendimentos das esposas não for mais concentrada do que a referente aos chefes, então a inclusão dos rendimentos das esposas sempre terá um efeito redistributivo sobre a distribuição de renda entre as famílias.

Empiricamente observamos que a associação entre os rendimentos dos cônjuges não é perfeita (da ordem de 0,4), mas que a desigualdade de renda entre as esposas é 70% maior que aquela entre os chefes. A resultante destas forças que operam em direções opostas é que, apesar da contribuição média das esposas para o orçamento familiar ser da ordem de 15%, a inclusão de seus rendimentos tem um efeito insignificante sobre a distribuição de renda entre famílias.

Com vistas a prever o comportamento futuro da distribuição de renda entre famílias, é importante isolar a contribuição de uma associação imperfeita entre os rendimentos dos cônjuges da contribuição de um nível de desigualdade relativamente mais elevado entre as esposas do que entre os chefes. Na seção anterior, onde enfocamos esta questão, mostramos que: a) porque a distribuição de renda é mais desigual entre as esposas, o coeficiente de Gini se eleva em 10%; e b) porque a associação entre os rendimentos dos cônjuges não é perfeita, a inclusão dos rendimentos das esposas reduz o coeficiente de Gini em 8%. Assim, é provável que, na medida em que cresça a participação das esposas na força de trabalho, os rendimentos entre elas se tornem melhor distribuídos, permitindo, portanto, que passem a ter um papel redistributivo da ordem de 8%.

Abstract

Transformations in the structure of the family have serious consequences on the income distribution. Since, in addition to its redistributive role, the family has the function of coordinating the process of generating income. Given the difficulties to consider families with distinct sizes and structures, in this paper we opt to restrict our universe of analysis to nuclear families. That is, husband-wife with or without children. Within this universe, we investigate the impact of the wives' labor-force participation on the family income distribution for the nine largest Brazilian metropolitan areas. More specifically, we compare the inequality in the distribution of families according to husband's earnings with the inequality associated with the distribution of families according to the sum of the spouses' earnings. In other words, we estimate the marginal impact of including wife's earnings on the inequality among nuclear families.

Bibliografia

- ANAND, S. *Inequality and poverty in Malaysia*. New York, Oxford University Press, 1983.
- ATKINSON, A. On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 2:?
- BARROS, Ricardo Paes de. *A sensibilidade das medidas de desigualdade à padronização da jornada de trabalho*. Rio de Janeiro, INPES/IPEA, 1989 (Texto para Discussão Interna, 130).
- BERGMAN, Barbara R., et alii. The effect if wife's labor force participation on inequality in the distribution of family income. *The Journal of Human Resources*, 15 (3) :452-5, 1980.
- BILAC, Elizabeth Dória. *Famílias de trabalhadores: estratégias de sobrevivência; a organização familiar em uma cidade paulista*. São Paulo, Símbolo, 1978 (Coleção Ensaio e Memória, 9).

- BLAU, D. Family earnings and wage inequality early in the life cycle. *The Review of Economics and Statistics*, 76:200-7, 1984.
- DANZIGER, Sheldon. Do working wives increase family income inequality? *The Journal of Human Resources*, 15 (3) :444-51, 1980.
- DASGUPTA, P., SEN, A., e STARRETT, D. Notes on the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 6:180-7, 1973.
- DURAISAMY, P., e LEVY-GARBOUA, L. *Women's work, French family benefits and family income distribution*. Mimeo, 1989.
- GOLDANI, A. *Women's transitions: the intersection of female life course, family and demographic transition in twentieth century Brazil*. University of Texas at Austin, 1989 (Tese de Ph.D não publicada).
- GRONAU, Ruben. Inequality of family income: do wife's earnings matter? In: BEN-PORATH, Yoram, ed. *Income distribution and the family*. S. I., Population Council, 1982 [Suplemento à *Population and Development Review*, 8, 1982.]
- HOFFMANN, R., e KAGEYAMA, A. Distribuição de renda no Brasil entre famílias e entre pessoas, em 1970 e 1980. *Estudos Econômicos*, 16 (1) : 25-51, 1986.
- KOLM, S. Unequal, inequalities I e II. *Journal of Economic Theory*, 12:82-111, 1976.
- LAYARD, Richard, e ZABALZA, Antoni. Family income distribution: explanation and policy evaluation. *Journal of Political Economy*, 87 (5) :133-61, out. 1979.
- LEHRER, E., e NERLOVE, M. The impact of female work on family income distribution in the United States: black-white differentials. *Review of Income and Wealth*, 27:423-31, 1981.
- MÉDICI, A. Trabalho e rendimento. In: IBGE. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: características sócio-demográficas, 1970-1977*. Rio de Janeiro, 1982.
- MEHRAN, F. Linear measures of income inequality. *Econometrica*, 44, 1976.
- MICHAEL, Robert T. Consequences of the rise in female labor force participation rates: questions and probes. *Journal of Labor Economics*, 3 (1) :117-46, jan. 1985.
- MINCER, J. *Schooling, experience and earning*. New York, National Bureau of Economic Research, 1974.

- PASTORE, José, ZYLBERSTAJN, Hélio, e PAGOTTO, Carmem Silva. *Mudança social e pobreza no Brasil: 1970-1980 (o que ocorreu com a família brasileira?)*. São Paulo, Pioneira/Fipe, 1983.
- SATCHELL, S. Source and subgroup decomposition inequalities for the Lorenz curve. *International Economic Review*, 28 (2) :323-9, 1987.
- SCHIRM, A. *Marital sorting, wife's labor supply, and family income inequality*. Michigan, University of Michigan, Populations Studies Center and Department of Economics, 1988.
- SCHORROCKS, A. Income inequality and income mobility. *Journal of Economic Theory*, 19:376-93, 1978.
- SILVA, Rosa Maria Ribeiro da. Famílias. In: IBGE. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: características sócio-demográficas, 1970-1977*. Rio de Janeiro, 1982, p. 71-118.
- SMITH, James P. The distribution of family earnings. *Journal of Political Economy*, 87 (5) :163-92, out. 1979.
- THEIL, H. *Economics and information theory*. Amsterdam, North-Holland Publ. Co., 1967 (Studies in Mathematical and Managerial Economics).
- TREAS, J. The effect of women's labor force participation on the distribution of income in the United States. *Annual Review of Sociology*, 13:259-88, 1987.
- WINEGARDEN, C. Women's labour force participation and the distribution of household incomes: evidence from cross-national data. *Economica*, 54:223-36, 1987.
- ZYLBERSTAJN, Hélio, PAGOTTO, Carmem Silva, e PASTORE, José. *A mulher e o menor na força de trabalho*. São Paulo, Nobel; Brasília, Ministério do Trabalho, 1985.

(Originais recebidos em janeiro de 1989. Revisões em outubro de 1989.)