

CAPÍTULO 14

Estrutura Domiciliar e Distribuição da Renda Familiar no Brasil

Simone Wajnman*

Cassio M. Turra*

Cintia S. Agostinho*

1 INTRODUÇÃO

1.1 Os fatores demográficos no documento Ipea (2006)

Em Ipea (2006), o primeiro dos determinantes imediatos da queda no grau de desigualdade da distribuição da renda familiar *per capita* examinado é a razão de dependência demográfica, a qual indica o peso proporcional de adultos potencialmente receptores de renda no domicílio. O argumento que explica o papel dessa componente é muito simples: como as crianças, de um modo geral, não geram renda para a família, quanto maior for a proporção de adultos na família maior deverá ser a renda familiar *per capita* (Ipea, 2006, p. 34). Além disso, considera-se que a proporção de adultos na família só se converterá em fator de promoção (ou redução) da desigualdade de renda se ela não for uniformemente distribuída entre os estratos da distribuição da renda familiar. Como as famílias mais pobres tendem a ter mais filhos do que as mais ricas, essa iniquidade demográfica contribui para a maior desigualdade da distribuição das rendas familiares, sendo esse o exemplo mais evidente de um fator demográfico que afeta a proporção de adultos no domicílio. Por conseguinte, uma redução da fecundidade proporcionalmente maior entre os pobres, como a que se verificou no Brasil nos últimos anos (Berquó e Cavenaghi, 2006), contribuiria para a redução do grau de desigualdade. Entretanto, o trabalho indica que a redução (de 7%) nos diferenciais de

* Os dois primeiros autores são professores do Departamento de Demografia e pesquisadores do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). A terceira autora é doutoranda em demografia no Cedeplar/UFMG.

dependência demográfica entre os centésimos da distribuição de renda foi muito menor do que a redução observada entre famílias dentro de cada centésimo (93%). Em consequência, a contribuição das transformações demográficas para explicar a queda da desigualdade de renda ocorrida entre 2001 e 2004 foi de apenas 2% (Ipea, 2006, p.39).

1.2 A proporção de adultos como medida síntese das transformações demográficas

Ao tomar a proporção de adultos como indicador das mudanças demográficas, sintetiza-se, nessa medida, um largo espectro de características demográficas das famílias que potencialmente afetam a composição de suas rendas. Se tratamos os indivíduos de cada família como uma população, é fácil perceber que tanto o tamanho quanto a estrutura familiar serão afetados pelas entradas e pelas saídas de seus membros. Assim, os nascimentos são um fator de aumento e rejuvenescimento da família, assim como as mortes diminuem seu tamanho e afetam a composição etária, dependendo das idades em que elas ocorrem. Além da natalidade e da mortalidade, há a mobilidade, essa de consideração mais complexa, devido à multiplicidade das formas que pode assumir. Filhos que saem de casa para estudar, casar ou migrar afetam, assim como as mortes, o tamanho e a composição etária da família. Analogamente, parentes que se incorporam à família correspondem a um tipo de “nascimento” peculiar, por não se tratar, na maior parte das vezes, de um novo bebê, e sim de um adulto que afeta a composição etária, não necessariamente rejuvenescendo-a. Ademais, a mobilidade pode significar também a fragmentação de um arranjo familiar, resultando no aumento do número total de famílias. É esse o caso das separações, dos novos casamentos e, de modo mais geral, dos indivíduos que deixam suas famílias de origem para formarem outras. Assim, a mobilidade pode alterar tanto o tamanho e a composição, quanto o número total de famílias.

O efeito demográfico estimado em Ipea (2006) sintetiza todas as mudanças na composição das famílias na variação da proporção de adultos, sob a hipótese de que são apenas os adultos os potenciais receptores de renda, seja do trabalho, seja de benefícios ou de outras fontes. No entanto, ao proceder assim, considera-se que apenas o percentual de adultos afeta a renda total dos domicílios, desprezando-se o fato de que há adultos de idades variadas, sendo cada uma delas associada a um valor médio distinto de uma função de rendimentos por idade. Conseqüentemente, a alteração do perfil etário das famílias, que

é uma das mudanças demográficas mais importantes, compromete não apenas o percentual de adultos e, portanto, a renda total da família, mas também o rendimento médio dos adultos conforme suas idades.¹

Além disso, nascimentos, mortes e mobilidade dos membros das famílias afetam outro componente demográfico crucial na estrutura de renda das famílias, que é a composição por sexo.

Como, em média, as mulheres têm renda inferior à dos homens, em virtude, principalmente, da discriminação no mercado de trabalho e da inserção das mulheres em atividades de menor remuneração (Leme e Wajnman, 2001), mudanças na composição por sexo das famílias não são neutras com relação à distribuição de renda familiar. Por exemplo, a fragmentação de famílias antes formadas por casais, em famílias cujos únicos membros adultos são homens ou mulheres, influencia no rendimento médio dessas famílias e, conseqüentemente, altera a distribuição de renda. Por sua vez, a união de famílias chefiadas por mulheres a outras famílias chefiadas por homens reduz a distância entre os sexos no que tange à renda média e, provavelmente, reduz a desigualdade de renda familiar.

Tendo em mente todos esses aspectos, neste trabalho procuramos mensurar o papel da mudança demográfica ocorrida entre os anos de 2001 e 2005 no Brasil, levando em consideração tanto a mudança ocorrida no perfil etário das famílias, quanto na sua composição por sexo. Utilizamos, para isso, a mesma metodologia de microsimulações contrafactuais empregada em Ipea (2006), mas desagregando o indicador demográfico na composição etária e por sexo das famílias. Os dados utilizados são também os da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios coletados em 2001 e 2005.

1.3 Os efeitos da composição familiar sobre a distribuição dos rendimentos: uma breve revisão da literatura

Entre os determinantes da desigualdade da distribuição das rendas familiares, o tamanho e a composição dos domicílios são variáveis demográficas freqüentemente apontadas numa ampla literatura, que discute a questão aplicada a contextos variados. São muitos os exemplos. Num conhecido trabalho, Burtless (1999) argumenta que o crescimento da desigualdade da distribuição de renda nos Estados Unidos, verificado entre 1976 e 1999, deveu-se menos à maior concentração dos rendimentos do trabalho do que ao aumento da correlação entre os salários dos cônjuges e, mais ainda, ao crescimento

¹ Note-se que é possível haver mudanças no perfil etário da família, com efeitos significativos sobre os rendimentos, mantendo a proporção de adultos inalterada. Nesse caso, há uma mudança essencialmente demográfica, mas a variável proporção de adultos falha em captá-la.

da percentagem de pessoas que vivem em famílias com apenas um adulto, sendo essas tipicamente mais desiguais do que as famílias onde há um casal. Além disso, como demonstra outro trabalho mais recente (Martin, 2006), parcela considerável do aumento verificado na desigualdade de renda entre famílias norte-americanas explica-se pelo crescimento da proporção de famílias chefiadas por mulheres, que são, geralmente, mais vulneráveis à pobreza. O crescimento do número de separações, da proporção de mulheres que não se casam outra vez ou nunca chegam a se casar e a sobremortalidade masculina são os fatores que explicam tal tendência.

Garner e Terrell (2001) isolam o efeito das intensas mudanças na composição dos domicílios sobre o forte crescimento da desigualdade de renda que se observou na Eslováquia durante os anos de transição para a economia de mercado. Segundo descrevem, as principais mudanças na composição domiciliar ao longo do período incluíram a redução na proporção de domicílios com crianças, o maior número de domicílios chefiados por pensionistas, o crescimento do número de domicílios unipessoais e a diminuição do número de domicílios com número elevado de moradores. Entretanto, essas mudanças não afetaram igualmente todos os estratos da distribuição de renda, praticamente não tendo ocorrido no decil mais pobre da população, aumentando, com isso, a distância entre pobres e ricos. Conseqüentemente, o efeito das alterações na composição domiciliar foi o de elevar a desigualdade da distribuição de renda na Eslováquia, por meio do aumento da componente interdomiciliar da desigualdade.

Em outros exemplos desse tipo de aplicação na literatura internacional, Schultz (1999) discute uma metodologia apropriada para isolar o papel da composição familiar na desigualdade da renda em Taiwan, entre 1976 e 1995, eliminando grande parte da variação observada entre 1980 e 1995. O'Dea (2000) mostra que o crescimento da proporção de domicílios monoparentais e a elevação de idade média das famílias contribuíram para a elevação da desigualdade entre famílias na Nova Zelândia.

Há, porém, casos na literatura que demonstram um efeito reduzido da composição familiar sobre a desigualdade de renda. Um exemplo é a Itália (Brandolini e D'Aléssio, 2001). O exame dos efeitos da estrutura demográfica sobre a evolução da desigualdade italiana entre os anos de 1977 e 1995 indica que, embora a composição dos domicílios italianos ao final da década de 1990 tenha sido muito diferente daquela das décadas anteriores e também em relação a outros

países europeus, o efeito dessas diferenças sobre o comportamento da desigualdade foi secundário.

No caso brasileiro, Barros et al. (2006) testam o efeito da proporção de adultos sobre a desigualdade da distribuição de rendimentos, demonstrando que o fato de as famílias com maior proporção de crianças se concentrarem nos decis mais pobres da distribuição tem um efeito concentrador sobre a desigualdade. No entanto, as mudanças demográficas observadas no período recente contribuíram, ainda que muito discretamente, para reduzir a desigualdade, uma vez que os decis de renda tornaram-se mais homogêneos do ponto de vista da proporção de adultos em suas famílias.

1.4 Mudanças recentes na estrutura familiar no Brasil

A composição dos arranjos domiciliares brasileiros vem se modificando ao longo dos anos, como decorrência tanto de fatores demográficos quanto dos socioeconômicos.² De um lado, a queda da fecundidade, o aumento da frequência de divórcios e a sobremortalidade masculina – que leva, com o envelhecimento populacional, ao aumento da viuvez feminina – estão entre os fenômenos sociodemográficos que diretamente afetam a composição das famílias, diminuindo o seu tamanho, reduzindo o número de crianças, elevando a idade média e aumentando a proporção de domicílios unipessoais, sobretudo femininos.

A seu turno, as condições socioeconômicas estão intrinsecamente ligadas às escolhas dos indivíduos sobre co-habitação e formação de famílias, afetando, assim, os casamentos, as separações, as saídas mais ou menos precoces dos filhos da casa dos pais e, finalmente, a co-habitação de filhos adultos e netos com os mais idosos. Em grande parte dos países mais desenvolvidos, o efeito positivo da renda sobre a propensão dos idosos a viver sozinhos tem sido verificado, sendo a mobilidade e o nível educacional outros fatores determinantes.³ No caso específico do Brasil, uma literatura mais atualizada tem demonstrado a importância crescente dos rendimentos dos idosos na formação de renda das famílias com as quais eles co-habitam, o que se tornou particularmente importante com a extensão dos benefícios previdenciários a uma fatia cada vez mais abrangente da população idosa, a partir da promulgação da Constituição, no final dos anos 1980 (Wajnman, Oliveira e Oliveira, 2004). Desde a instituição do Estatuto do Idoso, pela Lei nº 10.741, de 1º de outubro de 2003, o Benefício da Prestação Continuada (BPC), que garante um rendimento de 1 salário mínimo mensal aos idosos carentes (ou a pessoas

² Ver Camarano et al. (2004) ou Medeiros e Osório (2001).

³ Ver Michael, Fuchs e Scott (1980) para evidências quanto ao caso norte-americano.

com deficiência incapacitante para a vida independente)⁴ encontra o amparo legal necessário para sua universalização, e as primeiras evidências de sua cobertura, cada vez mais abrangente, sugerem efeito semelhante sobre a renda das famílias.

O efeito da renda adicional do idoso brasileiro sobre sua propensão a viver sozinho não foi ainda suficientemente testado, mas as evidências sugerem que as condições financeiras dos idosos tendem a se associar a uma maior probabilidade de co-habitação, beneficiando os jovens com as transferências monetárias e os idosos com os cuidados de seus familiares (Camarano et al., 2004).

Por fim, as condições de funcionamento do mercado de trabalho brasileiro nas últimas décadas nos levam a acreditar na tendência de que as transferências privadas favorecidas pelas co-habitações aumentem a probabilidade de que os mais velhos compartilhem seus domicílios com os filhos adultos. As taxas de atividade dos jovens têm sido sistematicamente declinantes nos últimos 20 anos, como decorrência das maiores exigências em qualificação em praticamente todos os setores da economia (Wajman, 2006). Como resultado, os jovens permanecem até idades avançadas na dependência de suas famílias, adiando a idade da formação de novos domicílios.

2 METODOLOGIA

2.1 Modelo

Neste trabalho, procuramos repetir o exercício apresentado em Ipea (2006), introduzindo um pouco mais de complexidade à variável demográfica. Ao invés de utilizarmos a proporção de adultos como um indicador-síntese de todas as mudanças demográficas, utilizamos a composição por sexo e idade dos adultos nas famílias. Assim, partindo da equação de renda *per capita* apresentada em Ipea (2006), igual a $y = a.r$, em que a é igual à proporção de adultos na família, e r é a renda por adulto na família, definimos a renda *per capita*, em nossa análise, de duas formas distintas, dependendo do fator demográfico que desejamos examinar.

Na primeira simulação, combinamos o perfil de rendimentos por sexo com a composição por sexo dos adultos em cada família.

⁴ Pessoas de, no mínimo, 65 anos e cuja renda familiar *per capita* seja inferior a 1/4 do Salário Mínimo (SM). Aos deficientes, com comprovada incapacidade para o trabalho, aplica-se o mesmo requisito quanto à renda familiar.

A renda *per capita*, nesse caso $y = \sum_{s=1}^k \frac{n_s^A}{n} \left(\frac{1}{n_s^A} \sum_{j \in s} y_j \right)$, é função da proporção de adultos por sexo na família $\left(\frac{n_s^A}{n} \right)$ e da renda média dos adultos de cada sexo na família $\left(\frac{1}{n_s^A} \sum_{j \in s} y_j \right)$, sendo n^A o número de adultos e n o número de pessoas na família.

De forma análoga, na segunda simulação, associamos o perfil de rendimentos por grupo de idade dos adultos com a composição por grupo de idade dos adultos em cada família. Ou seja, a renda *per capita* familiar é igual ao produto da proporção de adultos por grupo de idade e da renda específica para cada um desses grupos:

$$y = \sum_{i=1}^k \frac{n_i^A}{n} \left(\frac{1}{n_i^A} \sum_{j \in i} y_j \right).$$

A fim de captarmos as variações da renda por idade e, ao mesmo tempo, mantermos a análise parcimoniosa, definimos três grupos etários para os adultos: de 15 a 29 anos, de 30 a 59 anos e com mais de 60 anos, inclusive. Embora pudéssemos apresentar também uma análise conjunta das distribuições de sexo e idade, optamos por focar os efeitos de cada variável demográfica isoladamente, o que facilitará a interpretação dos resultados.

Seguindo Ipea (2006), nós decompusemos três fatores responsáveis pelas mudanças na distribuição de renda *per capita* familiar em cada simulação demográfica. São eles: a mudança marginal na distribuição de adultos por idade ou sexo; a mudança marginal na distribuição de renda familiar por adulto segundo seu sexo ou sua idade; e a mudança na associação entre esses dois fatores. Exatamente como proposto no trabalho original (Ipea, 2006), a mensuração desses fatores foi feita com base na construção de uma variável aleatória x , a partir do ordenamento e da identificação da posição de cada indivíduo (por sexo ou idade) na distribuição dessa variável, e da associação de valores reais a cada posição identificada na distribuição. Optamos por sintetizar cada um dos fatores por meio do coeficiente de Gini.

Nossos resultados principais baseiam-se em simulações que fixam a proporção total de adultos na família, segundo aquela observada em 2005. O objetivo é medir, exclusivamente, os efeitos de

mudanças na composição por sexo e idade entre os adultos de cada família, ocorridas no período 2001-2005. Esses resultados, aos quais chamamos de efeitos puros de sexo e idade, estão apresentados nas tabelas 1 e 2. A fim de compararmos nossos resultados com aqueles discutidos em Ipea (2006), apresentamos também os resultados das simulações quando tanto a distribuição por idade ou sexo quanto a proporção total de adultos variam nas famílias. Esses resultados (omitidos das tabelas) refletem a combinação do efeito examinado em Ipea (2006) com os efeitos puros de sexo e idade.

TABELA 1
Contribuição da distribuição por sexo para a redução da desigualdade de renda familiar no Brasil entre 2001 e 2005

Simulações	Grau de desigualdade (coeficiente de Gini)	Contribuição absoluta para a redução na desigualdade	Contribuição relativa para a redução na desigualdade	Determinantes
Situação em 2001	59.391			
Se as distribuições de renda familiar por adulto e sexo e da porcentagem de adultos por sexo de 2005 fossem iguais às de 2001	59.802	-0.411	-14.83	Associação entre a porcentagem de adultos por sexo e a renda por adulto e sexo
Se a distribuição de renda familiar por adulto e sexo de 2005 fosse igual à de 2001	59.855	-0.053	-1.91	Distribuição da porcentagem de adultos por sexo
Situação em 2005	56.623	3.232	116.75	Distribuição da renda média por adulto e por sexo

Fonte: Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads) de 2001 e 2005.

Um ponto essencial que distingue nossa análise da de Ipea (2006) é o fato de que as rendas familiares *per capita* alteram-se com relação ao observado em 2005, não só porque as proporções de adultos por sexo ou idade são trocadas pelas de 2001, mas porque os rendimentos médios por grupo etário ou sexo foram alterados, conforme verificado em 2001. Ou seja, a mudança demográfica cujo efeito se procura estimar deixa de ser apenas a mudança na proporção de adultos, para ser, em nossas simulações, a mudança nos perfis de idade ou sexo das famílias, com impacto sobre as rendas médias das família.

TABELA 2
Contribuição da distribuição etária para a redução da desigualdade de renda familiar no Brasil entre 2001 e 2005

Simulações	Grau de desigualdade (coeficiente de Gini)	Contribuição absoluta para a redução na desigualdade	Contribuição relativa para a redução na desigualdade	Determinantes
Situação em 2001	59.391			
Se as distribuições de renda familiar por adulto e grupo etário e da porcentagem de adultos por grupo etário de 2005 fossem iguais às de 2001	59.609	-0.218	-7.86	Associação entre a porcentagem de adultos por grupo etário e a renda por adulto e grupo etário
Se a distribuição de renda familiar por adulto e grupo etário de 2005 fosse igual à de 2001	59.483	0.126	4.55	Distribuição da porcentagem de adultos por grupo etário
Situação 2005	56.623	2.860	103.31	Distribuição da renda média por adulto e por grupo etário

Fonte: Pnads de 2001 e 2005.

2.2 Dados

Nesta análise, utilizamos os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2001 e 2005. A Pnad é uma pesquisa amostral coletada no Brasil, anualmente, desde os anos 1970, com exceção dos anos de realização do censo demográfico e de 1994. A pesquisa abrange inúmeros quesitos sobre componentes da renda familiar, além de informações demográficas.

A amostra em 2001 é representativa da população não institucionalizada no Brasil, com exceção da área rural da antiga Região Norte, que foi incluída a partir da Pnad de 2004. Um total de 103.483 e 116.452 domicílios foram entrevistados, respectivamente, em 2001 e em 2005. Desses, 2.464 domicílios, pertencentes à área rural da antiga Região Norte, foram excluídos em 2005, a fim de se poder compatibilizar as amostras nos dois períodos. Além disso, excluímos 2.095 domicílios em 2001 e 1.933 em 2005 por conta de valores sem informação (de idade ou renda domiciliar) nas duas pesquisas.

Embora tenhamos utilizado o conceito de desigualdade familiar ao longo deste artigo, é importante notar que nossa unidade de análise nas simulações é de fato o domicílio. Os conceitos de família e de domicílio têm sido utilizados na literatura com bastante liberalidade e muito freqüentemente com alguma confusão, e até este ponto, não distinguimos corretamente os dois conceitos.

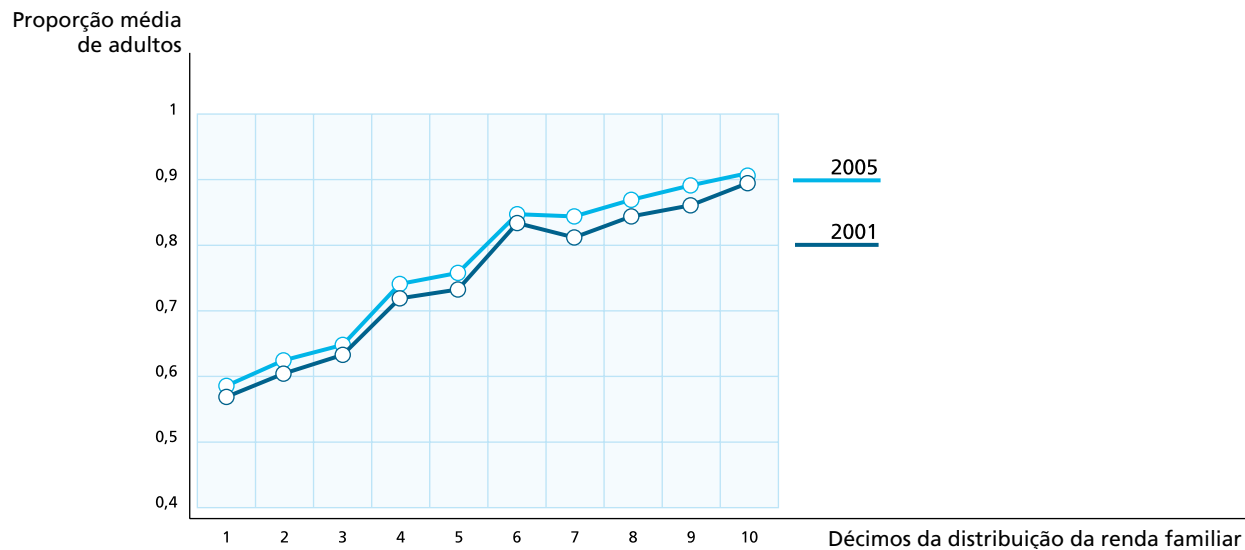
De fato, o termo família denota conceitos distintos, dependendo do emprego que se faz; mas, de modo geral, costuma-se referir a grupos ligados por laços de parentesco (incluindo filhos não biológicos e relações conjugais juridicamente formalizadas ou não) não limitados pelas fronteiras do domicílio físico (Medeiros e Osório, 2001). Dada a dificuldade operacional em identificar, nas pesquisas domiciliares usuais, os laços de parentesco separados em domicílios distintos, e a distribuição de recursos e as economias de escala inerentes à co-habitação, convencionou-se, nas ciências sociais de modo geral, aplicar a noção de família ao grupo doméstico que ocupa uma mesma habitação. Nas pesquisas do IBGE, tanto a estrutura física quanto o grupo de pessoas que residem numa mesma habitação são chamados de “domicílio”, enquanto os núcleos familiares são denominados “famílias”. Desse modo, um domicílio pode ser composto de várias famílias, o que é a situação das famílias estendidas. Espera-se, no entanto, que esses casos representem minoria na amostra e, portanto, que os conceitos de domicílio e família sejam substituíveis em nossa análise.

3 RESULTADOS

A proporção média de adultos nas famílias guarda clara relação positiva com o nível da renda familiar *per capita*, o que favorece a elevada desigualdade da distribuição de renda, uma vez que a maior proporção de adultos tende a elevar a renda média das famílias. O gráfico 1 ilustra, inequivocamente, a relação entre a proporção de adultos e os décimos da distribuição de renda em que as famílias se encontram, mas é menos clara quanto às mudanças nessa relação entre 2001 e 2005. Nos gráficos 2, 3 e 4, que desagregam a proporção de adultos em proporções de adultos jovens (de 15 a 29 anos), maduros (de 30 a 59) e idosos (maiores de 60 anos), as variações são mais evidentes: entre os dois anos, aumentou a proporção de adultos jovens nas famílias mais pobres e diminuiu nas mais ricas; aumentou a proporção de maduros em todos os décimos da distribuição, menos nos muito ricos (7º, 9º e 10º); e é exatamente nestes últimos décimos que houve forte aumento da proporção de idosos. Como os maiores rendimentos médios são os dos adultos entre 30 e 59 anos, o conjunto dessas modificações sugere um efeito positivo da mudança da proporção de adultos sobre a queda da desigualdade, ou seja, a mudança demográfica contribuiria para a redução da desigualdade. As mudanças nas proporções de jovens e de idosos apontam, porém, efeitos de sinais contrários.

GRÁFICO 1

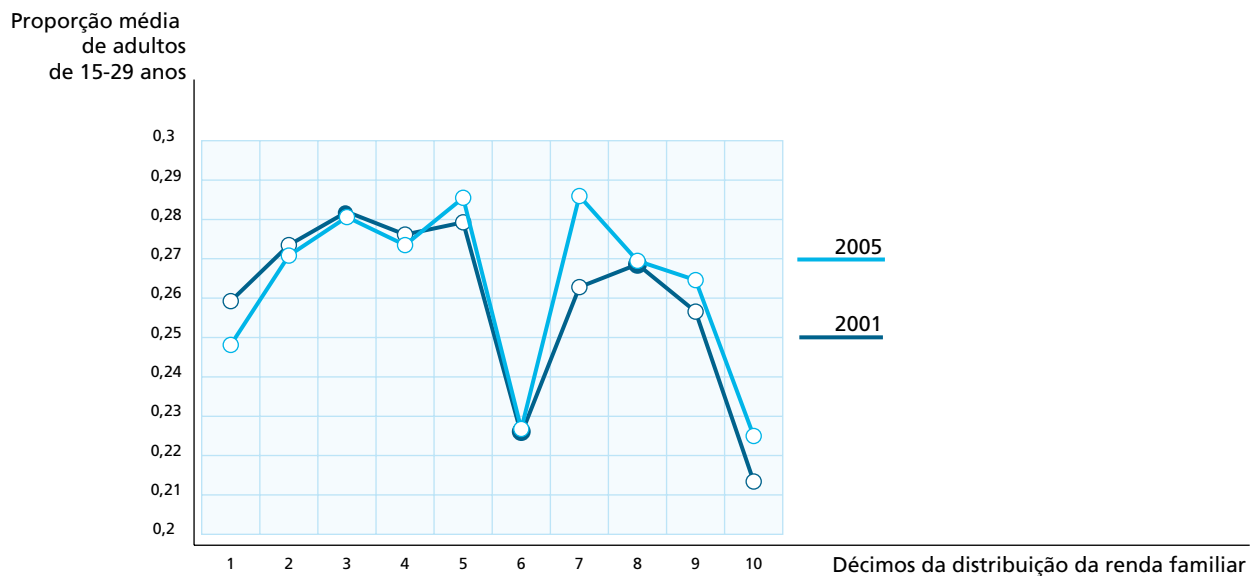
Proporção média de adultos por decil de renda



Fonte: Pnads de 2001 e 2005.

GRÁFICO 2

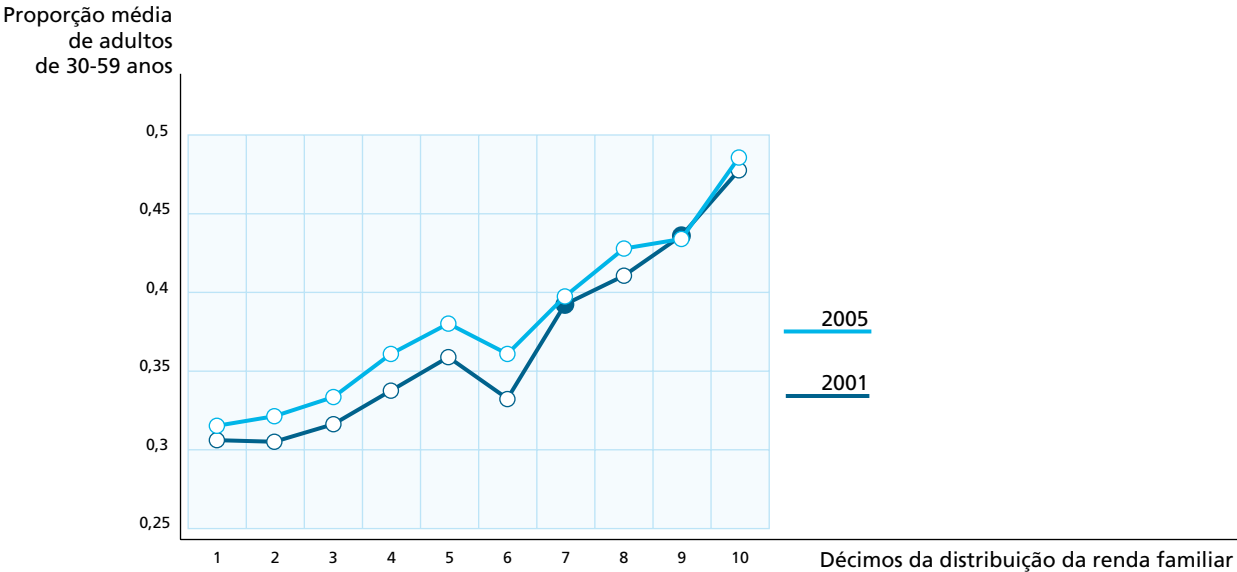
Proporção média de adultos de 15 a 29 anos por decil de renda



Fonte: Pnads de 2001 e 2005

GRÁFICO 3

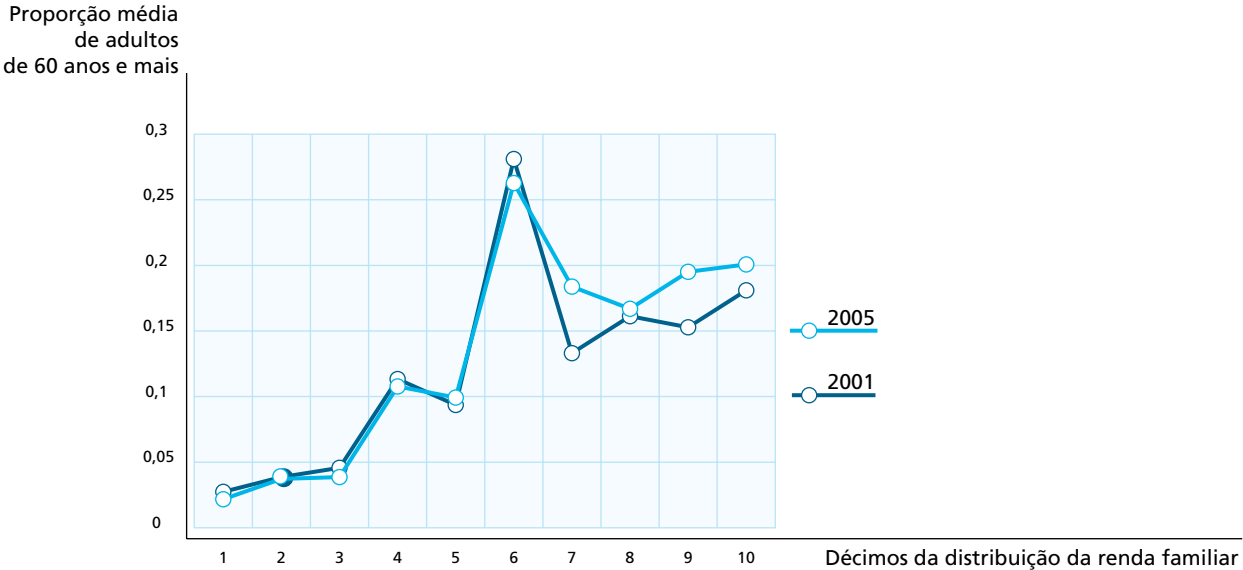
Proporção média de adultos de 30 a 59 anos por decil de renda



Fonte: Pnads de 2001 e 2005.

GRÁFICO 4

Proporção média de adultos com mais de 60 anos (inclusive) por decil de renda



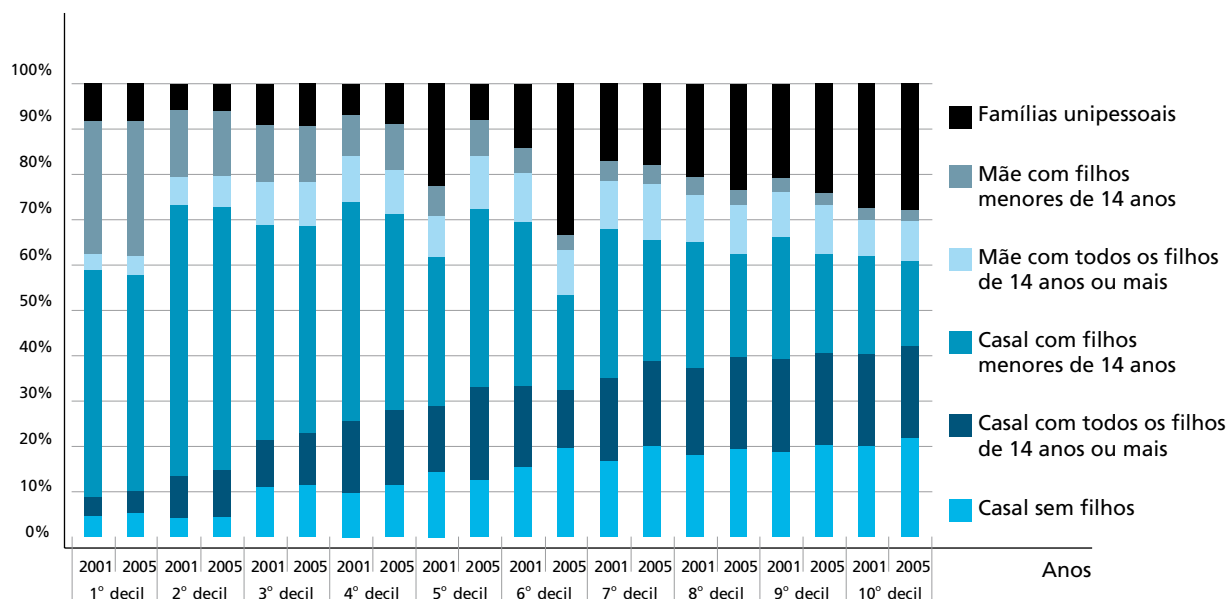
Fonte: Pnads de 2001 e 2005..

É importante esclarecer, neste ponto, o aparentemente estranho comportamento de todas as proporções descritas exatamente no 6º décimo da distribuição da renda. O que ocorre é que, nesse décimo, estão exatamente as rendas familiares *per capita* cujos valores se aproximam de 1 salário mínimo, tanto em 2001 quanto em 2005 (R\$ 180 em setembro de 2001 e R\$ 300 em setembro de 2005). O fato de, nessa faixa de renda, haver forte concentração de famílias unipessoais, nas quais, com frequência, vive apenas um idoso que recebe o benefício da Previdência, explica tanto a baixíssima proporção de adultos jovens (e também de maduros) quanto a elevada proporção de idosos no 6º décimo.

Examinando-se o gráfico 5, que mostra a distribuição relativa dos tipos de família por décimos da distribuição da renda familiar *per capita*, fica evidente que, de 2001 para 2005, grande parte das famílias unipessoais não só moveu-se do 5º para o 6º décimo da distribuição das rendas familiares – provavelmente como resultado da melhoria da situação relativa das famílias cuja renda familiar situa-se abaixo do salário mínimo –, mas também teve forte aumento em seu peso relativo no total de tipos de família, principalmente no sexto décimo. Como as famílias unipessoais são as que possuem a maior proporção de adultos de todas as famílias (já que o chefe é sempre um adulto), o deslocamento dessas famílias para o sexto decil, assim como o aumento de sua proporção, parecem ter sido a mudança demográfica mais evidente no período. No entanto, como essas alterações deram-se próximas à mediana da distribuição, o efeito sobre a desigualdade não deve ter sido marcante.

GRÁFICO 5

Distribuição relativa dos tipos de família segundo décimos da distribuição da renda familiar *per capita* – 2001 e 2005



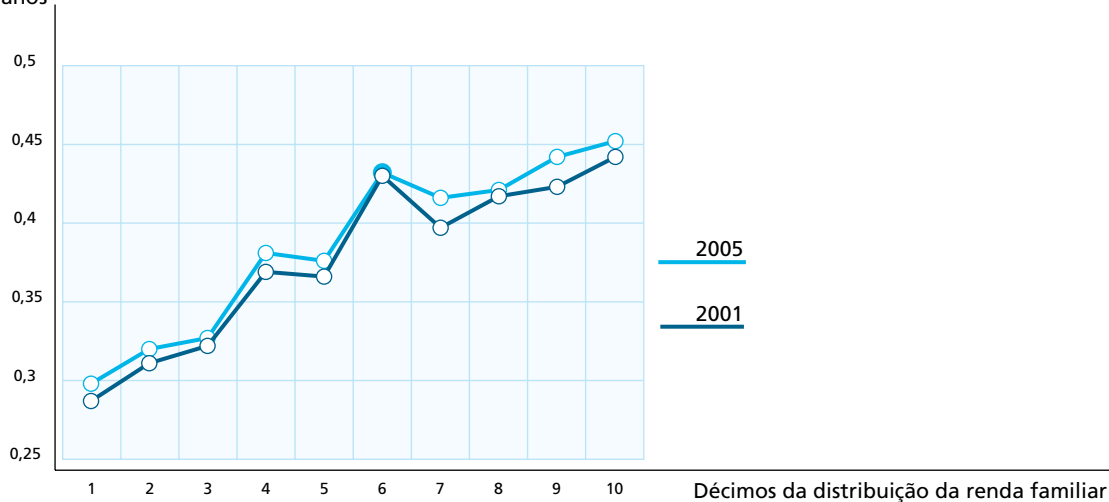
Finalmente, examinando-se os gráficos 6 e 7, relativos à proporção de adultos maduros (30 a 59 anos) homens e mulheres nas famílias, verifica-se que a proporção de mulheres aumentou mais em alguns décimos, sem tendência clara, mas a de adultos homens aumentou mais nos décimos mais elevados (7º, 8º e 9º), o que sugere um impacto negativo sobre a distribuição dos rendimentos, uma vez que os salários masculinos são mais elevados do que os femininos.

Os resultados das microsimulações representadas nas tabelas 1 e 2 confirmam, de um modo geral, as hipóteses levantadas na descrição das variáveis. Na primeira tabela, apresentamos a contribuição da mudança da distribuição da porcentagem de adultos por sexo, a qual chamamos de efeito puro da composição por sexo. A contribuição dessa componente (-1,91) é bastante discreta e negativa, confirmando o que se esperava.

GRÁFICO 6

Proporção média de adultos mulheres por decil de renda

Proporção média
de adultos mulheres
de 30-59 anos

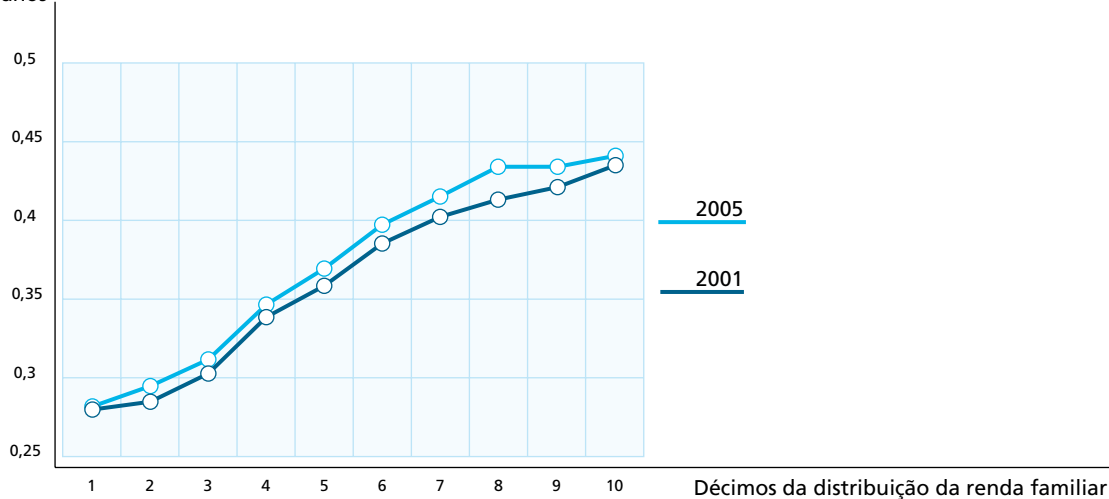


Fonte: Phads de 2001 a 2005.

GRÁFICO 7

Proporção média de adultos homens de 30 a 59 anos por decil de renda

Proporção média
de adultos homens
de 30-59 anos



Fonte: Phads de 2001 a 2005.

Na tabela 2 (ver seção 2.1), verificamos que a contribuição da distribuição etária dos adultos é um pouco maior e é positiva (4,55%), o que significa que a alteração da composição dos adultos por idade, entre 2001 e 2005, contribuiu positivamente para a queda da desigualdade verificada, o que condiz com o resultado esperado. Assim como em Ipea (2006), mensuramos também o efeito da mudança da proporção total de adultos, para a qual o resultado foi de 8,61, também positivo, o que quer dizer que o aumento da proporção de adultos verificado foi favorável a um menor nível de desigualdade. A contribuição conjunta das duas componentes etárias (proporção de adultos e composição etária dos adultos) foi de 5,2% (resultado não apresentado na tabela 2).

4 DISCUSSÃO

O objetivo deste capítulo era estender a análise apresentada em Ipea (2006) e mensurar o papel de mudanças demográficas na redução da desigualdade da renda familiar *per capita* ocorrida entre os anos de 2001 e 2005, no Brasil, introduzindo um pouco mais de complexidade à variável demográfica, isto é, levando em consideração tanto a mudança ocorrida no perfil etário e na composição por sexo das famílias, quanto no efeito dessas mudanças nos rendimentos médios das famílias. No entanto, não encontramos nenhum impacto substantivo das mudanças demográficas sobre a desigualdade de renda familiar, o que corrobora os resultados apresentados por Ipea (2006). De um lado, as mudanças na composição por sexo aumentaram ligeiramente a desigualdade de renda familiar, cerca de apenas 2% da variação total; de outro lado, as mudanças na composição etária reduziram a distância entre pobres e ricos, mas, novamente, com um impacto inferior a 5% da variação total no período.

Os resultados demonstram a utilidade de microsimulações nos estudos que combinam as dinâmicas demográfica e econômica na avaliação de mudanças nas diferenças socioeconômicas entre indivíduos ou famílias na população. Ao contrário das macrossimulações, que se limitam a medir a variação entre alguns subgrupos da população, as microsimulações permitem captar variações ao longo de toda a distribuição de atributos na população. Além disso, o uso de simulações contrafactuais é bastante instrutivo por isolar cada efeito dos demais, em eventos que envolvem processos multifatoriais.

Ao interpretar nossos resultados, é preciso reconhecer, no entanto, as limitações de nossa análise. As simulações contracfactuais apresentadas aqui medem apenas os efeitos de primeira ordem das variáveis demográficas e da renda dos adultos. É sabido, no entanto, que renda e composição demográfica não são variáveis independentes. Como discutido anteriormente, há uma ampla literatura que examina os efeitos de mudanças na renda, incluindo a renda do não-trabalho, sobre as decisões de co-habitação e separação de famílias. Ademais, mudanças na renda afetam tanto a mortalidade quanto a fecundidade, outros dois determinantes próximos da composição domiciliar. Por sua vez, mudanças no número de filhos, na expectativa de vida e na mobilidade domiciliar não são neutras com relação à escolha entre lazer e trabalho e oferta de mão-de-obra, afetando a renda disponível. Também não consideramos aqui os efeitos do tamanho das coortes e da composição por sexo da população sobre os seus rendimentos. Há ainda aspectos institucionais, como o desenvolvimento de programas de seguridade social, que podem afetar simultaneamente a composição demográfica e a renda dos adultos. Nossas simulações não consideram, portanto, quaisquer inter-relações entre as variáveis demográficas e destas com a renda dos adultos.

Outra limitação é a forma com que representamos a dinâmica demográfica em nossa análise. Idealmente, deveríamos poder decompor as mudanças observadas na proporção de adultos ao longo do tempo naquelas que decorrem do comportamento da fecundidade, da mortalidade e da mobilidade. Uma vez que cada uma delas tem efeitos específicos sobre a distribuição das rendas familiares, é possível supor que possa haver efeitos de sinais contrários que estejam se compensando, o que justificaria o débil resultado encontrado. Entretanto, metodologicamente, essa é uma tarefa complicada por conta da enorme dificuldade em gerar funções individuais de fecundidade, mortalidade e morbidade. Embora a mensuração da fecundidade seja um pouco mais trivial, não dispomos de estudos longitudinais ou de dados suficientes para medir os riscos de mortalidade e mobilidade por nível de renda familiar no Brasil. O uso de estimativas indiretas, embora promissor, aumentaria demasiadamente os erros das variáveis simuladas.

Finalmente, cabe uma observação quanto ao período de referência da nossa análise. A não ser em situações extremas (como em estado de guerra), as mudanças demográficas não ocorrem em períodos muito curtos. O período analisado neste artigo, de apenas quatro anos, é indiscutivelmente reduzido para captar qualquer variação substantiva

nas variáveis demográficas. Assim, é necessária cautela ao estender as conclusões deste trabalho a outros períodos e atribuir à dinâmica demográfica um papel secundário nas mudanças da desigualdade de renda familiar no Brasil. Uma análise que envolvesse duas ou três décadas indicaria, provavelmente, um peso maior das variáveis demográficas sobre as variáveis socioeconômicas.

5 REFERÊNCIAS

- BARROS, R. et al. Uma análise das principais causas da queda recente da desigualdade de renda brasileira. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n.1, p. 117-147, jul. 2006.
- BRANDOLINI, A.; D'ALESSIO, G. **Household structure and income inequality**. Turin: Center for household, income, labour and demographic economics, 2001, (Working Paper: n. 6).
- BURTLESS, G. **Effects of growing wage disparities and changing family composition on the U.S. income distribution**. Washington, D.C.: Center on Social and Economic Dynamics, 1999 (Working Paper, n. 4).
- CAMARANO, A. et al. Famílias: espaço de compartilhamento de recursos e vulnerabilidades. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?** Rio de Janeiro: Ipea, 2004, p.137-167.
- GARNER, T.; TERRELL, K. **Some explanations for changes in the distribution of income in Slovakia: 1988 and 1996**. Bureau of Labor Statistics, BLS Working papers, Jul. 2001.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA, 2006. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea. Nota Técnica.
- LEME, M. C.; WAJNMAN, S. Diferenciais de rendimento por genero. In: LISBOA, M. B.; MENEZES-FILHO, N.(Orgs.), **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Ed. Contra-Capa, 2001.
- MARTIN, M.A. Family structure and income inequality in families with children 1976 to 2000. **Demography**, v. 43, n. 3, p. 421,-445. 2006.
- MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. **Arranjos domiciliares e arranjos nucleares no Brasil: classificação e evolução de 1977 a 1998**. Brasília: Ipea, 2001. (Texto para Discussão, n. 788).
- MICHAEL, R., FUCHS, V., SCOTT, S. **Changes in the Propensity to Live Alone: 1950-1976**, *Demography*, v. 17, n. 1, p. 39-56; 1980.
- O'DEA D. The Changes in New Zealand's income distribution. *Econ-Papers*, n. 00/13. (Treasury Working Paper Series).
- SCHULTZ, P. 1997. Income Inequality in Taiwan 1976-1995: Changing Family Composition, Aging and Female Labor Force Participation. In: RANIS, G.; HU, S.-C.; CHU, Y.-P. (Eds.). *Political economy of*

Taiwan's development in the 21st Century. England: Edward Elgar Publishing, 1999.

WAJNMAN, S. Mulheres na sociedade e no mercado de trabalho brasileiro: avanços e entraves. In: PORTO, M. (Org.). **Olhares femininos, mulheres brasileiras**, Rio de Janeiro: X Brasil, p. 77-108, 2006.

WAJNMAN, S.; OLIVEIRA, E.; OLIVEIRA, A. M. Os idosos no mercado de trabalho: tendências e conseqüências. In: CAMARANO, A. A. (Org.) **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?** Rio de Janeiro: Ipea, 2004, p. 453-480.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Aeromilson Mesquita

Revisão

Corina Barra Soares

Rúbia Maria Pereira

Apoio Editorial

Alessandra Luz Lima (estagiária)

Camila de Paula Santos (estagiária)

Olavo Mesquita de Carvalho (estagiário)

Karen Varella Maia Corrêa (estagiária)

Editoração Eletrônica

Jeovah Szervinsk Junior

Rosa Maria Banuth Arendt

Capa e projeto gráfico

Rosa Maria Banuth Arendt

Comitê Editorial

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9º andar, sala 904

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9º andar70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 3315-5090Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar - Grupo 609

20044-900 - Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 2215-1044 R. 234 Fax: (21) 2215-1043 R. 235

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Composto em garamond 12/11 (texto)
Frutiger 47 (texto de rodapé e tabelas)
Frutiger 65 (Título, entretítulo e tabelas)
Frutiger 55 (gráficos),
Impresso em papel Reciclato 90g/m2 (miolo)
Cartão Supremo 250g/m2 (capa)
em Brasília, Capital Federal