

# A evolução das desigualdades de renda e de consumo ao longo do ciclo da vida

SERGIO FIRPO\*

*Com relação à desigualdade de renda, a desigualdade de consumo tende a ser um indicador bem mais fiel da disparidade permanente de recursos disponíveis e de bem-estar entre famílias. Ademais, em teoria, pode-se prever o padrão de evolução temporal da desigualdade para uma mesma coorte. Segundo a hipótese da renda permanente, espera-se que a desigualdade de consumo para uma mesma coorte cresça com o tempo. Caso haja impedimentos à validade dessa hipótese, tais como consumidores prudentes ou restrição de crédito, a desigualdade de consumo passa a depender da evolução da distribuição de renda e de rendimentos do trabalho, podendo, então, crescer ou não com o tempo.*

*Este trabalho apresenta, a partir dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE, como evoluíram entre os biênios 1987/88 e 1995/96 as desigualdades de renda e de consumo entre famílias no Brasil. A análise é feita dividindo-se as famílias segundo a década de nascimento e o grau de instrução do chefe.*

*Os resultados revelam o aumento das desigualdades de renda, da renda do trabalho e de consumo entre os dois períodos observados. Deve-se notar que a evolução da dispersão do consumo tende a ser mais independente da evolução da desigualdade de renda entre coortes mais jovens e com maior nível de capital humano. Tal fato é explicado por uma possível menor restrição a crédito com a qual essas famílias se deparam, quando comparadas com outros grupos educacionais ou coortes. Vale realçar que entre famílias com chefes com baixa educação o aumento da desigualdade de consumo é acompanhado pelo da desigualdade de renda, algo previsto pelos modelos de restrição de crédito.*

## 1 - Introdução

As disparidades de bem-estar entre famílias podem ser medidas basicamente de duas formas. O primeiro tipo de medição lança mão de indicadores cuja métrica é em unidades monetárias (*money metric indicators*). A mais comum e usada noção de desigualdade que utiliza indicadores desse tipo é a desigualdade de renda. O segundo baseia-se na quantidade e qualidade de serviços disponíveis à população, não havendo, portanto, o uso de uma métrica monetária para a avaliação do indicador. Exemplos desse segundo tipo de medição são os indicadores de saúde, habitação e educação, tais como expectativa de vida, densidade habitacional e atraso escolar.

---

\* Da U. C. Berkeley, Department of Economics.

Dentro do primeiro grupo de indicadores, a renda familiar *per capita* é tradicionalmente a variável sobre a qual se dedica a maior atenção na análise de bem-estar. Entretanto, ela é uma variável cuja flutuação cíclica pode criar obstáculos à precisa avaliação do grau de carência familiar, uma vez que apenas apresenta um quadro estático da restrição de recursos às famílias, não captando, por exemplo, a capacidade de geração de renda futura.

Curtos períodos de incapacidade de obtenção de renda por parte dos membros de uma família podem levar a medidas de desigualdade de renda e, portanto, a medidas de desigualdade de bem-estar sobreestimadas. A necessidade de se ter uma medida de desigualdade que seja bastante robusta a variações transitórias do cenário econômico sugere que, se em vez da utilização da renda familiar *per capita* fosse usado o consumo familiar *per capita* como indicador de bem-estar, seriam evitados os efeitos gerados por choques sobre a parcela transitória da renda.

A desigualdade de consumo, do ponto de vista teórico, é uma medida bem mais fiel da desigualdade permanente de renda. Sob a hipótese de suavização de consumo ao longo do horizonte de vida, medidas de desigualdade do consumo revelam quão permanentemente desigual é a distribuição dos recursos disponíveis às famílias.

Blundell e Preston (1998) mostram como a comparação das variações temporais da desigualdade de renda com as da desigualdade de consumo pode ser usada para a análise da flutuação da dispersão do componente transitório da renda. Admitindo-se que a desigualdade de consumo é a melhor medida da dispersão permanente de recursos, a sua comparação com a desigualdade de renda permite verificar até que ponto, realmente, essa última sobreestima as disparidades de longo prazo do bem-estar entre as famílias.

Vale ressaltar que a desigualdade de consumo dentro de um grupo de famílias pode ser alta, mesmo que todas as famílias daquele grupo tenham o mesmo nível de utilidade. Percebe-se, portanto, que a desigualdade de consumo medirá tanto melhor a desigualdade de bem-estar quanto mais homogêneas forem as preferências das diversas famílias em consideração. De fato, as famílias podem ser classificadas segundo certas características observadas, a fim de se promover uma primeira tentativa de homogeneização das diferentes funções de utilidade.

Valendo a hipótese de que as famílias maximizam funções de utilidade intertemporal com restrições impostas pelo processo de acumulação de ativos, é razoável supor que elas difiram sobretudo quanto a certos parâmetros dados pela etapa do ciclo da vida em que se encontram. Ademais, outros parâmetros estruturais, como por exemplo os que captam diferenças geracionais, devem ser relevantes no problema de maximização.

A forma natural, portanto, de se agruparem as famílias para o cálculo da desigualdade de consumo é em coortes de nascimento. A operacionalização desse

agrupamento é feita, em geral, considerando-se o ano de nascimento do chefe. Uma vez que as famílias estejam classificadas segundo as suas coortes de nascimento, o cálculo da desigualdade de consumo de cada coorte em um determinado ponto no tempo passa a ser feito considerando-se as diferenças nos parâmetros relacionados à idade e à geração.

Medidas de desigualdade em um ponto no tempo entre famílias de distintas coortes de nascimento não consideram o impacto das duas diferenças — de idade e de geração — sobre a utilidade das famílias. Já a comparação da desigualdade entre famílias de mesma idade, uma em cada ponto distinto no tempo, despreza a diferença nos parâmetros ligados às gerações. Por seu turno, a comparação da desigualdade entre famílias de uma mesma geração mas em idades diferentes, ou seja, entre famílias de uma mesma coorte observadas em dois instantes de tempo, não considera as mudanças nas preferências relacionadas às distintas etapas do ciclo da vida. Blundell e Preston (1998) mostram que tipo de hipóteses restritivas são necessárias para a comparação de desigualdade entre famílias de diferentes coortes ou de diferentes idades.

Ainda que a avaliação da evolução temporal da desigualdade de consumo para uma mesma coorte desconsidere as diferenças de preferência que surgem ao longo do ciclo da vida, do ponto de vista teórico, pode-se prever um certo padrão de evolução da desigualdade de consumo da coorte.

Como mostram Deaton e Paxson (1994), caso o consumo das famílias seja um *martingale* — tal como no artigo seminal de Hall (1978) —, a desigualdade de consumo de um grupo fechado de famílias será uma função crescente do tempo. Nesse artigo, Deaton e Paxson observam o comportamento da variância do logaritmo do consumo das coortes de nascimento em três países — Estados Unidos, Inglaterra e Taiwan — e confirmam suas previsões. Entretanto, o mesmo exercício feito por Attanasio e Székely (1998) para o México não obtém os mesmos resultados. Ao contrário, esses autores encontram um padrão de queda ao longo do tempo da desigualdade de consumo de cada coorte.

Attanasio e Jappelli (1998) relaxam a hipótese da existência do equivalente de certeza do consumo, presente no artigo de Hall (1978), e mostram que a desigualdade *cross-section* da utilidade marginal do consumo para um grupo fechado de consumidores deve crescer com o tempo. Procedendo dessa forma, eles generalizam os fundamentos teóricos apresentados por Deaton e Paxson (1994), permitindo, por exemplo, o uso de funções de utilidade com elasticidade de substituição intertemporal constante. Attanasio e Jappelli propõem um teste para o aumento da desigualdade que, apesar de ter a vantagem de não se restringir à equivalência de certeza, não permite identificar um padrão de evolução da desigualdade da utilidade marginal ao longo do ciclo da vida. Os resultados encontrados para a Inglaterra identificam, entretanto, o aumento da desigualdade da utilidade marginal do consumo ao longo do tempo.

Este trabalho tem um objetivo central: ele visa apresentar como evoluiu entre os biênios 1987/88 e 1995/96, nas principais regiões metropolitanas do Brasil, a desigualdade de consumo entre famílias por coorte de nascimento e por nível educacional do chefe, utilizando uma base de dados relativamente pouco explorada, a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE.

Com a finalidade de dar algum substrato teórico aos principais resultados, apresenta-se aqui o instrumental que dá fundamento a certos padrões de evolução temporal da desigualdade de consumo, ao menos para mesmas coortes de nascimento. Essa seção teórica é importante na medida em que fornece um fio condutor para a análise dos resultados. Além desta introdução e da seção teórica, este trabalho apresenta mais três seções. Na terceira seção, é apresentada a metodologia utilizada, isto é, descrevem-se a base de dados, os conceitos e indicadores, a forma como se construíram as coortes de nascimento e, por fim, os tamanhos amostrais das coortes. Na quarta seção apresentam-se os resultados encontrados e a quinta seção conclui.

## **2 - Modelos de escolha intertemporal e desigualdade de consumo**

Nesta seção, faz-se uma tentativa de sintetizar os principais elementos teóricos que dão fundamento à posterior análise descritiva, ou seja, aborda-se a relação teórica entre certos modelos de escolha intertemporal e desigualdade de consumo. Como os modelos de escolha intertemporal são bastante difundidos na literatura, esta seção busca evidenciar apenas algumas implicações das hipóteses presentes nos principais modelos sobre a desigualdade de consumo.<sup>1</sup>

### **2.1 - Desigualdade de consumo e a hipótese da renda permanente**

Os diversos modelos de escolha intertemporal têm efeitos distintos sobre a desigualdade de consumo e a sua evolução temporal dentro de cada coorte. A hipótese da renda permanente leva à previsão de que a desigualdade de consumo de cada geração de famílias deva crescer com o tempo. Isso pode ser visto tomando-se a variância *cross-section* do consumo de cada coorte. Considere a expressão:

$$c_{f,k,t+1} = c_{f,k,t} + \varepsilon_{f,k,t+1} \quad (1)$$

<sup>1</sup> Uma apresentação mais abrangente dos modelos de escolha intertemporal, assim como a derivação dos resultados apresentados nesta seção podem ser encontradas em Firpo (1999, Cap. 2).

a qual é o principal resultado do artigo de Hall (1978). Em (1),  $c$  é o consumo familiar,  $f$  é o indicativo da família,  $k$  o subscrito indicativo da coorte,  $t$  é o subscrito indicativo do tempo e  $\varepsilon_{t+1}$  é a inovação sob a forma de uma diferença de *martingale*, isto é, em  $t$ , a expectativa das famílias é que  $\varepsilon_{t+1}$  seja zero. Caso a variância de  $\varepsilon_{t+1}$  seja constante ao longo do tempo, diz-se que o consumo das famílias é um *random walk*. Tomando-se, então, a variância em (1), obtém-se:

$$\text{var}_t(c_k) = \text{var}_{t-1}(c_k) + \sigma_{k,t}^2 + 2\text{cov}(c_{f,k,t-1}, \varepsilon_{f,k,t}) \quad (2)$$

onde:

$$\sigma_{k,t}^2 = \text{var}_t(\varepsilon_{f,k}) \quad (3)$$

Para que a variância do consumo cresça entre quaisquer dois instantes de tempo para cada coorte, é necessário que a co-variância *cross-section* não seja suficientemente negativa para mais do que compensar o sinal positivo da soma da variância do consumo em  $t-1$  com a variância em  $t$  do choque  $\varepsilon$ .

Uma restrição usual é impor que a co-variância do consumo com o choque seja nula. Tal hipótese é suficiente para garantir o crescimento temporal da variância do consumo ao longo do tempo. Caso se imponha a restrição mais forte de que o choque no consumo seja independente do consumo prévio para cada família, garante-se, além do crescimento da dispersão, que a distribuição do consumo em  $t-1$  domine em segunda ordem a distribuição em  $t$ .

É interessante ressaltar que a “hipótese da renda permanente” não necessita que o choque seja independente do consumo prévio nem que a sua co-variância em *cross-section* seja nula. A hipótese da renda permanente requer apenas que, para cada família  $f$ ,  $\varepsilon_{f,t}$  seja ortogonal a toda informação prévia, incluindo  $c_{f,t-1}$ . Entretanto, como mostram Deaton e Paxson (1994), sob a hipótese adicional de que o consumo agregado prévio é de conhecimento comum, deve-se esperar que, em média, consumo e choques sejam não-correlacionados. Assim, chega-se ao resultado menos restritivo em que, embora a variância do consumo não cresça necessariamente entre quaisquer dois períodos, se espera que, em média, isso ocorra.

Uma outra forma de ver como a desigualdade de consumo de cada coorte deve evoluir com o tempo é escrevendo o nível ótimo de consumo corrente a partir de todas as inovações passadas no consumo, tal como a seguinte expressão:

$$c_{f,k,t} = c_{f,k,0} + \sum_{\tau=0}^t \beta_{\tau}^{-1} \eta_{f,k,\tau} \quad (4)$$

onde  $\beta_t$  é um fator de anulação igual a:

$$\beta_t = 1 - [1 / (1+r)^{T-t+1}] \quad (5)$$

e  $\eta_t$  é a inovação no consumo, a qual se relaciona com a inovação na renda do trabalho pela seguinte regra:

$$\eta_{f,k,t} = \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{R_{f,k}-t} (1+r)^{-j} (E_t - E_{t-1}) y_{f,k,t+j} \quad (6)$$

Nas equações (5) e (6),  $E_t$  é a esperança condicionada na informação disponível em  $t$ ,  $r$  é a taxa de juros real,  $y$  é a renda do trabalho,  $T$  o horizonte de tempo de vida da família e  $R$  o instante da aposentadoria, após o qual a renda do trabalho torna-se nula.

Como as inovações no consumo são serialmente não-correlacionadas, chega-se à seguinte expressão para a variância em  $t$  do consumo da coorte:

$$\text{var}_t(c_k) = \text{var}_0(c_k) + \sum_{\tau=0}^t \beta_{\tau}^{-2} \sigma_{\eta_{k,\tau}}^2 \quad (7)$$

onde  $\sigma_{\eta_{k,t}}^2$  é a variância da inovação do consumo em  $t$ .

Os resultados obtidos em (4) a (7) mostram que a variância do consumo deve crescer com a idade até a aposentadoria, pois a incerteza sobre o consumo futuro vem, por hipótese, totalmente da renda do trabalho. Assim, uma vez que cessam as inovações do consumo, a desigualdade deve permanecer constante à medida que avança a idade.

Deve-se reparar que a desigualdade de consumo cresce com a idade, pois as diferentes famílias de uma mesma coorte estão sujeitas a choques diferenciados sobre suas rendas. Assim, a história familiar progressiva de choques positivos e negativos sobre a renda determina a amplitude da dispersão de consumo de uma coorte em um dado instante.

Entretanto, cabe ressaltar aqui que a desigualdade de consumo pode estar crescendo mesmo que a desigualdade de rendimentos da coorte permaneça constante. Como mostram Deaton e Paxson (1994), para que a distribuição de consumo de uma coorte evolua, ao mesmo tempo em que a de rendimentos do trabalho não se altera, basta que a distribuição dos ativos dentro da coorte não seja constante.

Assim, a maior dispersão do consumo pode estar baseada no aumento da dispersão da renda oriunda de outras fontes que não o trabalho. Supondo que toda a riqueza é acumulada ao longo da vida das famílias, a condição acima pressupõe que em algum instante anterior ao do início do aumento da desigualdade de consumo tenha havido um aumento na desigualdade de rendimentos que foi inteiramente repassado para a distribuição de ativos.

## 2.2 - Desigualdade de consumo relaxando a hipótese da renda permanente

Abandonando a hipótese da renda permanente, a desigualdade de consumo de uma coorte não necessariamente passa a subir ao longo do tempo. Tanto no caso de demanda precaucional por poupança quanto no modelo de restrição a crédito (*buffer-stock model*), esperam-se diversos padrões de evolução da desigualdade *cross-section* do consumo com o tempo.

Pode-se reescrever a expressão (1) de uma forma mais geral, em que se permite a não-linearidade da utilidade marginal do consumo,  $u'(\cdot)$ . Em tal caso e considerando-se a possibilidade de a taxa de juros diferir da taxa de desconto intertemporal,  $\delta$ , pode-se explorar a relação existente entre desigualdade da utilidade marginal do consumo e desigualdade do consumo:

$$(1+r)u'_{f,k}(c_{f,k,t+1}) = (1+\delta_{f,k})u'_{f,k}(c_{f,k,t}) + \varepsilon_{f,k,t+1} \quad (8)$$

Caso a impaciência seja suficientemente alta para que  $\delta_{f,k}$  seja maior do que  $r$  ou igual a  $r$  e o choque  $\varepsilon_{t+1}$  seja, ao menos em média, não correlacionado com a utilidade marginal em  $t$ , então a utilidade marginal deve ficar mais dispersa dentro de cada coorte à medida que o tempo passa. Entretanto, para se dizer algo sobre a dispersão do consumo, é necessário ter informação sobre a concavidade da utilidade marginal. Antes, porém, vale notar que, se  $\delta_{f,k} < r$ , a dispersão da utilidade marginal pode crescer ou decrescer dependendo da dispersão do choque  $\varepsilon_{t+1}$ .

Se a distribuição da utilidade marginal em  $t+1$  é mais dispersa do que em  $t$ , o mesmo será verdadeiro para o consumo se a função inversa da utilidade marginal for côncava. Como a utilidade marginal é estritamente decrescente, sua inversa será côncava se e somente se ela também o for. Portanto, impaciência relativa e concavidade da utilidade marginal são condições suficientes para o aumento da dispersão do consumo, embora não sejam necessárias, tal como visto anteriormente.

Percebe-se que, com impaciência relativa, o comportamento de prudência por parte dos consumidores deve se refletir na estagnação da desigualdade de consumo. Isso ocorre porque a poupança precaucional é motivada sobretudo pelo desejo de minimizar a variabilidade do consumo futuro. Como resultado, consumidores prudentes evitarão os riscos que são a causa fundamental de aumentos na desigualdade de consumo.

Quando se considera a possibilidade de restrição de crédito, a evolução da desigualdade de consumo depende principalmente do que ocorre com a distribuição de renda e rendimentos da coorte. No caso mais simples em que os consumidores são restritos em liquidez e não acumulam ativos no curto prazo, a distribuição *cross-section* dos rendimentos do trabalho deve ser igual à do consumo. Contudo, incapacidade de contrair empréstimos não é igual à incapacidade de poupar, o que é usado por Deaton (1991) na construção do modelo em que os ativos entram como estoques reguladores do consumo. Em modelos desse tipo, a evolução temporal da desigualdade de consumo de uma coorte dependerá da evolução da renda.

Como mostram Deaton e Paxson (1994), inovações na expectativa de renda do trabalho futura somente são incorporadas ao consumo no caso em que a renda não segue um processo estacionário. Caso contrário, a desigualdade de consumo permanece constante ao longo do tempo, e num nível próximo ao da desigualdade de renda.

Se a renda do trabalho segue um processo não-estacionário, por exemplo, se há uma raiz unitária, consumidores restritos em crédito podem usar a variação transitória na renda para ajustar, no curto prazo, o nível de ativos que regula o consumo. Como a renda tende a dispersar com o tempo nesse caso, o mesmo deverá acontecer com o consumo. Assim, renda do trabalho, renda e consumo deverão crescer em paralelo ao longo do tempo.

### **3 - Metodologia**

Esta seção traz a metodologia usada na obtenção dos indicadores de desigualdade de renda e consumo *per capita*. Ela está dividida em três subseções. Na primeira, descreve-se a base de dados. Na segunda, definem-se os vários conceitos usados na obtenção dos resultados, tais como coortes de nascimento, nível educacional, renda e consumo. Também nessa subseção, é descrito o indicador de desigualdade usado neste trabalho. A terceira apresenta dados relativos ao tamanho das diversas coortes e identifica vantagens e desvantagens da utilização de dados de coorte.



### 3.1 - A base de dados

Os microdados da POF, disponíveis em CD-ROM, foram utilizados como a base de dados deste estudo. Os dados se referem às edições da pesquisa realizada pelo IBGE nos biênios 1987/88 e 1995/96, únicos momentos em que a POF foi levada a campo.

A POF é uma pesquisa domiciliar por amostragem, cujo principal objetivo é a atualização periódica da cesta de bens e serviços que compõem o Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC). As duas edições da POF tiveram a mesma abrangência geográfica do SNIPC, sendo realizadas nas nove regiões metropolitanas do país e nas regiões de Brasília e satélites, bem como no município de Goiânia. As nove regiões metropolitanas são: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre.

Em cada edição, a pesquisa foi levada a campo durante 12 meses. No primeiro biênio, a pesquisa foi iniciada em setembro de 1986, mas devido ao momento atípico da estrutura de preços e de consumo surgido com o advento do Plano Cruzado, os seis primeiros meses foram desconsiderados para publicação, adicionando-se mais seis meses de entrevistas. Assim, a primeira edição da POF compreendeu o período de março de 1987 a fevereiro de 1988. A segunda edição, por sua vez, abrangeu os meses de outubro de 1995 a setembro de 1996. Dessa forma, percebe-se que o levantamento dos dados contempla todas as épocas do ano, permitindo que os resultados reflitam um padrão médio anual.

O plano amostral da POF se baseia nos setores censitários e em hipóteses sobre o crescimento demográfico construídas a partir de dados sobre fecundidade, mortalidade e migração. Na verdade, o desenho amostral é dividido em dois estágios. No primeiro, há a estratificação geográfica e por renda do chefe, com base nos dados dos censos de 1980 e de 1991. Nesse estágio, selecionam-se os setores de cada região metropolitana. No segundo, os domicílios são selecionados e a eles são atribuídos fatores de expansão conforme o número de domicílios do estrato.

Durante o período de coleta, foram obtidas informações retrospectivas de sete, 30, 90 e 180 dias, para dados de despesas, enquanto para os dados de recebimentos considerou-se apenas o período de referência de seis meses. Em função do efeito inflacionário sobre as informações de valores, foram utilizados como datas referenciais os dias 15 de outubro de 1987 e 15 de setembro de 1996.

Os dados da POF são coletados por meio de cinco tipos de questionários (POF-1 a POF-5), os quais cobrem diversos temas, desde composição etária da família e grau educacional de seus membros até o gasto em bens de consumo específicos. Assim, a POF permite mensurar as estruturas dos gastos, receitas e poupanças das famílias, ou seja, permite observar as condições de vida a partir da análise dos orçamentos familiares. Por meio da POF, pode-se estudar a composição

dos gastos das famílias por classes de recebimento e por regiões, por exemplo. Ademais, pode-se analisar o papel e a extensão do endividamento familiar, a difusão e o volume das transferências entre e dentro das classes de renda e a dimensão do mercado para grupos de produtos e serviços.

## 3.2 - Conceitos e indicadores utilizados

### 3.2.1 - Conceitos

Os dados utilizados da POF são os disponíveis para as 11 regiões cobertas pelas duas edições da pesquisa.

Utilizaram-se dois conceitos de renda. O primeiro é a renda familiar *per capita*, que é igual ao somatório da renda anual de todas as fontes de todos os membros da família dividido pelo número de membros da família. Por renda de todas as fontes entende-se a soma dos rendimentos de todos os trabalhos (inclusive os auferidos em forma de mercadoria), de pensões e aposentadorias, de aluguéis de imóveis, de rendimentos de aplicações financeiras e de lucros de negócios.

O segundo conceito, similar ao anterior, renda familiar do trabalho *per capita*, doravante simplesmente denominado renda do trabalho *per capita*, determina apenas a renda do trabalho dos membros da família. Assim, tal como a renda familiar *per capita*, a renda do trabalho *per capita* é a soma da renda do trabalho dividida por todos os membros da família.

Consumo de bens não-duráveis familiar *per capita* é definido aqui como o gasto anual da família em todos os itens de gasto da POF, exceção feita, em 1987/88, a todos os itens pertencentes aos seguintes grupos de despesas assim classificados pelo IBGE: eletrodoméstico, automóvel/outro, aquisição de imóveis, reforma de imóveis, créditos/outros, empréstimo/carnê e prestação de imóveis. Em 1995/96, como não há agregação dos itens por grupos de despesas, fez-se necessária a exclusão de itens individualmente. Assim, foram excluídos os itens que tendem a corresponder aos grupos acima mencionados na POF 1987/88.

Renda, renda do trabalho e consumo do biênio 1987/88 foram deflacionados e os valores trazidos para o de 15 de setembro de 1996, data de referência dos valores da segunda edição da POF. A deflação foi levada a cabo utilizando-se do INPC de cada uma das 11 regiões pesquisadas. Para Goiânia, que em 1987 não possuía índice próprio, foi utilizado o INPC-Brasil.

O conceito de família utilizado é o de família estendida, o qual corresponde à variável domicílio na POF. Pela pesquisa, pode haver mais de uma família coabitando o mesmo domicílio, o que, por exemplo, ocorre quando os filhos passam a

constituir uma nova família, mas no mesmo domicílio dos pais. A razão principal pela qual se optou por definir o domicílio como família é que, comparado com o conceito *stricto sensu* de família, ele apresenta uma menor frequência de renda nula. Chefe da família, neste estudo, é o chefe da família da unidade de consumo principal, já que não há na POF uma variável que designe a situação do morador no domicílio, mas apenas na família.

As famílias da POF foram classificadas segundo dois critérios. O primeiro é o de coorte de nascimento do chefe da família. Definiu-se ano de nascimento como o ano da edição da POF<sup>2</sup> menos a idade reportada. Selecionaram-se apenas as famílias cujos chefes nasceram entre 1910 e 1969 inclusive. Em seguida, agruparam-se as famílias em decênios de nascimento dos chefes. Assim, foram construídas seis coortes de nascimento. A mais velha tem chefes nascidos na década de 10 (1910/19), a segunda mais velha na década de 20 (1920/29), enquanto a mais jovem na década de 60 (1960/69). O agrupamento em seis coortes foi necessário pois, caso se dividisse a amostra não mais em seis grupos, mas em 60, isto é, segundo cada ano de nascimento, obter-se-ia pequeno tamanho amostral em cada grupo, prejudicando a precisão das estimativas do estudo.

O segundo critério de classificação das famílias foi a divisão por nível educacional do chefe. Na verdade, esse foi um critério de subclassificação, na medida em que serviu para dividir as coortes. A motivação para essa divisão das coortes é a estreita e inversa relação entre escolaridade e pobreza. Os grupos educacionais em que as coortes foram divididas são quatro. O primeiro grupo (nível educacional baixo) abrange famílias chefiadas por indivíduos sem instrução ou com o primário incompleto (até a terceira série do primeiro grau). O segundo grupo (nível educacional médio baixo) é composto por chefes com o primário completo mas não o primeiro grau. O terceiro (nível educacional médio alto) abrange aqueles com o primeiro grau completo mas não o segundo grau. Já o quarto grupo (nível educacional alto) é formado pelos chefes com pelo menos o segundo grau completo.

### 3.2.2 - Indicador de desigualdade

O indicador construído a fim de se medir a desigualdade de renda foi o índice de Theil-*T*. Esse indicador apresenta uma série de características interessantes e que justificam o seu uso, como bem mostram Barros e Ramos (1991). A primeira característica é que ele é decomponível, o que permite a desagregação da desigualdade por ele medida em desigualdade entre e intragrupos. Além disso, esse indicador atende ao critério de Pigou-Dalton, o qual estabelece que uma distribuição, *Y*, tem uma medida de desigualdade maior do que outra de mesma média, *Z*, quando *Z* pode ser obtida a partir de *Y* mediante uma seqüência finita de transfe-

2 Como são biênios, definiu-se o ano da edição como 1987 para a primeira e 1996 para a segunda edição.

rências progressivas. Tal critério pode ser entendido como um requerimento mínimo para a medição de desigualdade.

Outras vantagens decorrentes do uso do índice de concentração Theil- $T$ : ele considera famílias com renda nula; é independente para a média, isto é, a pura mudança da média não afeta a medida de desigualdade; e é adimensional.

O índice de Theil- $T$  é calculado segundo a seguinte expressão:

$$\tau(X) = \sum_{i=1}^n \omega_i \left( \frac{X_i}{\bar{X}} \right) \ln \left( \frac{X_i}{\bar{X}} \right) = \frac{\sum_{i=1}^n \omega_i X_i \ln(X_i)}{\sum_{i=1}^n \omega_i X_i} - \ln \left( \sum_{i=1}^n \omega_i X_i \right) \quad (9)$$

onde  $X$  é a variável de renda ou de consumo,  $i$  é um indicador da família e  $\omega$  é o peso (expansor amostral) de cada família.

Como a POF abrange 12 meses, a fim de se evitar na mensuração da desigualdade a parte relacionada à dispersão temporal, isto é, a desigualdade entre famílias oriunda tão-somente dos diferentes períodos de reportagem, calculou-se o índice de Theil para famílias visitadas em um mesmo mês. Em seguida, calculou-se a média simples dos 12 indicadores de desigualdade apurados.

Esse procedimento apresenta problemas relacionados ao pequeno tamanho amostral que se obtém quando as famílias são agrupadas por nível educacional. Dessa forma, para cada grupo educacional, calculou-se uma medida de desigualdade para todo o período de 12 meses. Em seguida, aplicou-se um redutor sobre a desigualdade encontrada dentro de cada grupo educacional, redutor esse originado da média temporal dos índices de Theil quando as famílias não são agrupadas pela educação do chefe. A hipótese que sustenta tal procedimento é que a dispersão temporal para cada grupo educacional deve diferir da dispersão total de cada grupo por uma mesma constante multiplicativa.

### 3.3 - Dados de coorte

Os dados de coorte são um substituto imperfeito de dados longitudinais, uma vez que não fornecem informação sobre os mesmos indivíduos ao longo do tempo, mas sim de indivíduos diferentes com um certo grupo de mesmas características, como ano de nascimento e educação. Assim, nada se pode dizer sobre a dinâmica interna às coortes das variáveis em observação.

Dessa forma, a análise conjunta das duas edições da POF pode servir para a observação de como renda média ou consumo médio ou a desigualdade de renda ou de consumo da coorte evolui ao longo do tempo, mas não serve, por exemplo, para informar por quanto tempo os indivíduos de uma mesma coorte permanecem em um estado de pobreza ou, ainda, a probabilidade de sair desse estado.

Por seu turno, dados de coorte apresentam algumas vantagens sobre dados de painel. A primeira vantagem é que não há problemas de atrito na amostra, isto é, sempre se consegue observar indivíduos de uma mesma coorte em anos distintos, tarefa muito mais simples do que observar o mesmo indivíduo ao longo do tempo. Ademais, como a informação da coorte é sempre média, diminui-se o erro de medida oriundo das informações de um mesmo indivíduo acompanhado em momentos distintos. Uma outra vantagem vem da possibilidade de se usar mais de uma base de dados ao mesmo tempo, o que com dados longitudinais é inviável.

Contudo, deve-se frisar que, além de impedir a análise da distribuição conjunta de uma característica individual para mais de um período, dados de coorte têm uma séria limitação. A validade de seus resultados depende da hipótese de que a população da coorte é constante. Se há deslocamento entre coortes ou mudanças em seus tamanhos correlacionadas com fatores não observados pelos dados, enviesam-se o estimador da média populacional. Problemas desse tipo aparecem sobretudo quando se constroem coortes definidas por alguma característica do chefe e não dos indivíduos que compõem a família. Nesse caso, os processos de formação e de dissolução das famílias, oriundos, por exemplo, de divórcios ou de incorporação dos pais idosos ao núcleo familiar dos filhos, podem afetar a confiabilidade dos estimadores.<sup>3</sup>

Entretanto, mesmo sabendo-se dos possíveis problemas de viés nos dados utilizados neste trabalho, foram construídas as coortes segundo a idade do chefe da família, esperando-se que as dificuldades tendam a ser concentradas em certos estratos da população. Assim, espera-se que observações de famílias com chefes ou muito novos ou de idade avançada tendam a ter indicadores, em geral, menos confiáveis do que as de famílias com chefes em idade mediana. O primeiro grupo pelo fato de que os indivíduos da faixa etária do chefe devem apresentar uma pequena e crescente probabilidade de se tornarem chefes e o segundo pelo fato inverso, isto é, pessoas muito idosas devem apresentar uma decrescente probabilidade de se tornarem chefes.

Pode-se ver na Tabela 1 os tamanhos das coortes amostrais em cada uma das edições da POF. Quando as coortes foram subdivididas pela educação do chefe, a menor célula utilizada continha 30 observações (chefes nascidos na década de 10 e com o segundo grau incompleto em 1995/96), enquanto a maior 1.383 (chefes

<sup>3</sup> Uma discussão mais detalhada sobre a utilização de dados de coorte pode ser encontrada em Browning, Deaton e Irish (1985), Deaton (1997) e Attanasio (1998).

TABELA 1

*Tamanho amostral dos pares coorte de nascimento/ano agregados e por nível educacional*

Coortes	1987/88					1995/96				
	Total	Nível educacional				Total	Nível educacional			
		Baixo	Médio baixo	Médio alto	Alto		Baixo	Médio baixo	Médio alto	Alto
1910/19	741	427	165	42	107	387	194	97	30	66
1920/29	1.642	866	387	114	275	1.176	587	302	98	189
1930/39	2.592	1.141	688	237	526	2.018	854	526	211	427
1940/49	3.122	1.049	827	341	905	2.832	843	849	346	794
1950/59	3.672	878	1.044	530	1.220	4.123	872	1.198	670	1.383
1960/69	1.614	250	573	322	469	3.954	576	1.232	808	1.338
Máximo	3.672	1.141	1.044	530	1.220	4.123	872	1.232	808	1.383
Mínimo	741	250	165	42	107	387	194	97	30	66

FONTE: Construída com base nos dados contidos na POF.

nascidos na década de 50, e com pelo menos o segundo grau completo em 1995/96). Quando as células não foram subdivididas conforme a educação, a célula de menor tamanho que foi utilizada continha 387 observações (chefes nascidos na década de 10, na pesquisa de 1995/96), enquanto a maior 4.123 (chefes nascidos na década de 50, na pesquisa de 1995/96).

#### 4 - Resultados obtidos

Os resultados do cálculo das desigualdades de renda, renda do trabalho e consumo de bens não-duráveis entre famílias pertencentes a uma mesma coorte aparecem na Tabela 2. Essa tabela revela que a desigualdade de consumo é, em geral, relativamente menor do que a desigualdade de renda e a desigualdade de rendimentos do trabalho. Tal resultado era, de certa forma, esperado, uma vez que consumo deve ser uma medida menos sensível a choques transitórios.

Outro resultado interessante da Tabela 2 é o aumento da desigualdade de consumo entre famílias pertencentes a determinadas coortes. Excluindo as duas coortes extremas, isto é, a mais jovem e a mais velha, a desigualdade de consumo sobe para todas as coortes, exceção feita à desigualdade de consumo entre famílias cujos chefes nasceram na década de 40. Vale observar que a desigualdade de renda cresce conjuntamente para quase todas essas coortes, o que não permite sequer

TABELA 2

*Evolução das desigualdades de renda e consumo familiar per capita  
(índice de Theil-T) por coorte de nascimento do chefe*

Coortes	1987/88			1995/96		
	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável
1910/19	0,56	1,01	0,55	0,69	0,47	0,49
1920/29	0,65	0,99	0,56	0,64	0,58	0,57
1930/39	0,59	0,72	0,52	0,71	0,83	0,58
1940/49	0,65	0,69	0,54	0,59	0,62	0,47
1950/59	0,59	0,61	0,54	0,61	0,64	0,56
1960/69	0,50	0,53	0,48	0,58	0,60	0,54

FONTE: Construída com base nos dados contidos na POF.

arriscar que seja válida a hipótese da renda permanente. Cabe notar, ademais, que a desigualdade de renda continua a ter um maior nível do que a de consumo.

Quando se observa o que aconteceu entre as décadas de 80 e 90 com a desigualdade de renda e consumo entre famílias agrupadas segundo o nível educacional do chefe, percebe-se que parte da desigualdade é explicada pelas diferenças de educação. Assim, as Tabelas 3 a 6 apresentam níveis de desigualdade em geral menores do que os que aparecem na Tabela 2.

A Tabela 3 revela o que aconteceu com a desigualdade entre famílias com chefes com o primário incompleto. O padrão de evolução temporal da desigualdade de consumo para cada coorte é de aumento entre as duas décadas. Ao mesmo tempo, a desigualdade de renda subiu para quase todas as coortes, sendo novamente exceção a coorte da década de 40. A observação da variação das desigualdades de consumo e de renda entre famílias com baixo estoque de capital humano vai ao encontro da intuição de que quanto menor o estoque de capital humano, menor deve ser o aumento da dispersão no componente permanente da renda *vis-à-vis* o crescimento na dispersão total da renda. Além disso, tal resultado está em consonância com o modelo de restrição de crédito, em que desigualdade de consumo cresce a partir de mudanças na dispersão da renda.

Já a Tabela 4 mostra que entre famílias com chefes com o primário completo, mas não o primeiro grau, a evolução da desigualdade é muito similar à desigualdade entre famílias com nível educacional inferior. Entretanto, a desigualdade de renda não acompanha a de consumo como entre famílias com chefe sem o primário, o que pode estar associado a uma menor restrição de crédito.

TABELA 3

*Evolução das desigualdades de renda e consumo familiar per capita  
(índice de Theil-T) por coorte de nascimento do chefe — nível educacional baixo*

Coortes	1987/88			1995/96		
	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável
1910/19	0,28	0,62	0,27	0,46	0,64	0,31
1920/29	0,40	0,60	0,34	0,42	0,38	0,37
1930/39	0,36	0,46	0,34	0,44	0,52	0,38
1940/49	0,37	0,40	0,34	0,35	0,39	0,36
1950/59	0,33	0,35	0,28	0,37	0,37	0,38
1960/69	0,27	0,29	0,22	0,39	0,42	0,32

FONTE: Construída com base nos dados contidos na POF.

TABELA 4

*Evolução das desigualdades de renda e consumo familiar per capita  
(índice de Theil-T) por coorte de nascimento do chefe — nível educacional médio baixo*

Coortes	1987/88			1995/96		
	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável
1910/19	0,32	0,95	0,30	0,39	0,21	0,20
1920/29	0,32	0,68	0,24	0,41	0,20	0,52
1930/39	0,37	0,48	0,27	0,33	0,35	0,31
1940/49	0,33	0,38	0,26	0,38	0,41	0,26
1950/59	0,34	0,37	0,22	0,26	0,26	0,25
1960/69	0,28	0,31	0,24	0,29	0,31	0,27

FONTE: Construída com base nos dados contidos na POF.

O terceiro grupo educacional, por sua vez, apresenta evolução temporal bastante similar à dos grupos anteriores. Cabe notar que o aumento na dispersão do consumo não é necessariamente acompanhado do aumento da desigualdade da renda.



Entre famílias com pelo menos o segundo grau completo, a desigualdade de consumo cresce para determinadas coortes mais jovens sem haver, entretanto, aumento correspondente na desigualdade de renda. Tal resultado pode ser entendido como um acesso mais fácil de famílias mais jovens e com maior educação à obtenção de crédito para a suavização de consumo do que o de outras coortes e de outros grupos educacionais (Tabelas 5 e 6).

TABELA 5

*Evolução das desigualdades de renda e consumo familiar per capita (índice de Theil-T) por coorte de nascimento do chefe — nível educacional médio alto*

Coortes	1987/88			1995/96		
	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável
1910/19	0,72	1,13	0,49	0,30	0,39	0,32
1920/29	0,33	0,62	0,26	0,38	0,36	0,34
1930/39	0,22	0,36	0,20	0,54	0,62	0,57
1940/49	0,46	0,51	0,36	0,25	0,31	0,25
1950/59	0,35	0,36	0,26	0,30	0,32	0,28
1960/69	0,21	0,23	0,19	0,30	0,33	0,27

FONTE: Construída com base nos dados contidos na POF.

TABELA 6

*Evolução das desigualdades de renda e consumo familiar per capita (índice de Theil-T) por coorte de nascimento do chefe — nível educacional alto*

Coortes	1987/88			1995/96		
	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável	Renda total	Renda do trabalho	Consumo de não-durável
1910/19	0,23	0,94	0,33	0,41	0,20	0,22
1920/29	0,35	0,76	0,33	0,38	0,52	0,32
1930/39	0,38	0,55	0,32	0,49	0,73	0,37
1940/49	0,45	0,49	0,33	0,40	0,45	0,32
1950/59	0,43	0,45	0,39	0,42	0,45	0,39
1960/69	0,42	0,47	0,37	0,40	0,42	0,38

FONTE: Construída com base nos dados contidos na POF.

## 5 - Conclusões

De acordo com a previsão do aumento da desigualdade de consumo, a qual está calcada na hipótese da renda permanente, o consumo familiar *per capita* ficou para a maior parte das coortes mais disperso entre os biênios 1987/88 e 1995/96. Contudo, ao mesmo tempo a desigualdade de renda e a da renda do trabalho também cresceram, o que está de acordo com modelos de restrição de crédito, que explicam o crescimento conjunto das desigualdades de renda e de consumo.

A divisão em grupos educacionais e por ano de nascimento revela que a evolução da dispersão do consumo tende a ser mais independente da evolução da desigualdade de renda entre coortes mais jovens e com maior nível de capital humano. Tal fato é explicado por uma possível menor restrição a crédito com a qual essas famílias se deparam, quando comparadas com outros grupos educacionais ou coortes. Vale realçar que, entre famílias com chefes com baixa educação, o aumento da desigualdade de consumo é acompanhado pelo da desigualdade de renda, algo previsto pelos modelos de restrição de crédito.

Deve-se notar, entretanto, que as interpretações baseadas na validade ou da hipótese da renda permanente ou da existência de restrição de crédito somente poderiam ser efetivamente testadas caso houvesse mais informações sobre o consumo das famílias ao longo do tempo. Por ser este trabalho uma análise que dispõe de apenas dois pontos no tempo, as desigualdades de consumo e de renda podem ter aumentado mais por um efeito tipicamente calendário do que propriamente de ciclo da vida.

Assim, como a base de dados utilizada neste estudo agrupa os itens de consumo em cada biênio de modo diferente e como há apenas informações de dois instantes relativamente distantes, não é possível afirmar categoricamente que a desigualdade de consumo entre as famílias tenha aumentado conforme os resultados previstos por uma específica teoria. Portanto, os resultados aqui apresentados, embora indiquem aumento na desigualdade de consumo para as coortes de famílias, não mostram necessariamente que isso ocorreu por seguir o consumo um *random walk*. Hipóteses alternativas são capazes de explicar os mesmos resultados e conclusões mais precisas ficam dependendo de novas e futuras informações sobre consumo.

Quanto aos impactos inflacionários sobre as medidas de desigualdade, deve-se ressaltar aqui que não foram gerados ganhos relevantes para a análise ao se anularem os efeitos da inflação, presentes sobretudo nos dados de 1987/88, por meio do cálculo da desigualdade dentro de cada mês em que a entrevista foi levada a cabo. Isso ocorre pois nos dois biênios apenas algo entre 7% e 10% da desigualdade anual de consumo e de renda é explicado pela desigualdade entre meses.

No que se refere às diferenças entre as medidas de desigualdade de renda e as de desigualdade de consumo, os resultados mostram que os valores da desigual-

dade de consumo são ligeiramente menores do que os da desigualdade de renda. Assim, pode-se concluir que, para o caso brasileiro, a observação da desigualdade de renda fornece uma boa *proxy* da desigualdade permanente de recursos disponíveis às famílias brasileiras, sobretudo entre famílias com chefes com baixa escolaridade.

### **Abstract**

*Consumption inequality measures tend to be much more accurate indicators of permanent disparities in welfare than income inequality measures. Furthermore, their evolution in time may be predicted from the theory. According to the permanent income hypothesis, consumption inequality should rise within a closed group of individuals. Other hypotheses may lead to the same conclusion, depending on the pattern of income temporal evolution.*

*This paper presents measures of Brazilian income and consumption inequality among families grouped in cohorts and schooling levels. The results reveal that consumption and income inequality increased for most cohorts from 1986/87 to 1995/96. Families with young and educated heads presented an increase in consumption dispersion despite the observed reduction in income inequality, whereas for families with less educated heads inequality increased according to both measures. This may be explained by the existence of different credit constraints for each group.*

### **Bibliografia**

- ATTANASIO, O. P. Cohort analysis of saving behavior by U.S. households. *Journal of Human Resources*, v. 33, n. 3, p. 575-608, 1998.
- ATTANASIO, O. P., JAPPELLI, T. *Intertemporal choice and the cross-sectional variance of marginal utility*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1998, 37p. (Working Paper, 6.560).
- ATTANASIO, O. P., SZÉKELY, M. *Household savings and income distribution in Mexico*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 1998, 55p. (Working Paper, 390).
- BARROS, R. P. de, RAMOS, L. *Medidas de desigualdade*. Rio de Janeiro: IPEA, 1991, 39p. (Relatório Interno, 1).
- BLUNDELL, R., PRESTON, I. Consumption inequality and income uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, p. 604-640, May 1998.
- BROWNING, M., DEATON, A., IRISH, M. A profitable approach to labour supply and commodity demands over the life-cycle. *Econometrica*, v. 53, n. 3, p. 503-544, 1985.
- DEATON, A. Saving and liquidity constraints. *Econometrica*, v. 59, n. 5, p. 1.221-1.248, 1991.

———. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Washington, Baltimore: World Bank, Johns Hopkins University Press, 1997, 479p.

DEATON, A., PAXSON, C. Intertemporal choice and inequality. *Journal of Political Economy*, v. 102, n. 3, p. 437-467, 1994.

FIRPO, S. *Evolução da desigualdade de renda e consumo entre famílias no Brasil: uma análise de coorte*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia, 1999 (Dissertação de Mestrado).

HALL, R. Stochastic implications of the life-cycle permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, v. 96, p. 971-987, 1978.

*(Originais recebidos em agosto de 2000. Revisos em outubro de 2000.)*