

4619

ea

ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 8 - Nº 3

Julho - Setembro 2004

Surpresas na Política Monetária e a Estrutura a Termo da Taxa de Juros Brasileira

Benjamin Miranda Tabak, Alícia Tabata

Oil Prices and Unemployment: Empirical Evidence from Brazil

Afonso Ferreira, Antonio Aguirre

Avaliação dos Salários dos Professores da Rede Pública de Ensino Fundamental em Tempos de FUNDEF

Francisco Anuatti Neto, Reynaldo Fernandes, Elaine Toldo Pazello

Melhor Idade: Evidências Sobre a Participação do Idoso no Mercado de Trabalho Brasileiro (1994/2000)

Regina Maria de Souza, Ana Flávia Machado

Determinantes do Consumo das Famílias Com Idosos e Sem Idosos Com Base na Pesquisa de Orçamentos Familiares de 1995/96

Alexandre Nunes de Almeida, Ana Lúcia Kassouf

Insuficiência Alimentar nas Grandes Regiões Urbanas Brasileiras: Estimativas a Partir da POF 1995/96-IBGE

Fernando Gaiger Silveira, Luís Carlos Garcia de Magalhães, Leandro Safatle, João Carvalho Leal

Beleza e Mercado de Trabalho: Novas Evidências

Adolfo Sachsida, Paulo R. A. Loureiro, Mário Jorge Cardoso de Mendonça

Retornos e Riscos na Comercialização de Milho no Estado do Paraná: Uma Aplicação do Modelo Value-at-Risk

Edison Luiz Leismann, Danilo R. D. Aguiar, João Eustáquio de Lima



ea

E C O N O M I A
A P L I C A D A

Vol. 8 - Nº 3

Julho - Setembro 2004

ISSN 1413-8050

Remeter este cupom preenchido para:

ea

E C O N O M I A
A P L I C A D A

Departamento de Assinaturas

Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 • FEA II • 2º andar
Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-900

Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas

C.G.C.M.F. 43.942.358/0001- 46

11 JUL 2005





ECONOMIA APLICADA

A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Depto. de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo e da FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

Esta revista está sendo indexada por *Journal of Economic Literature*, versões eletrônicas on line e CD-ROM.

Editores:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br), Maria Dolores Montoya Diaz (madmdiaz@usp.br),
Eliezer Martins Diniz (elmdiniz@usp.br)

Conselho Editorial:

Affonso Celso Pastore (USP), Antônio Barros de Castro (UFRJ),
Cássio F. Camargo Rolim (UFPR), Cláudio Monteiro Considera (UFF),
Clélio Campolina Diniz (CEDEPLAR), Denisard C. de Oliveira Alves (USP),
Eleutério F. S. Prado (USP), Fernando de Holanda Barbosa (FGV-UFF),
Geoffrey J. D. Hewings (University of Illinois), Geraldo Sant'ana de Camargo Barros (ESALQ/USP),
Gustavo Maia Gomes (IPEA), José Marcelino da Costa (NAEA/PA),
José A. Scheinkman (Princeton University), Marcelo Portugal (UFRGS),
Maria José Willumsen (Flórida International University),
Márcio Gomes Pinto Garcia (PUC/RJ), Mário Luiz Possas (UFRJ), Paulo César Coutinho (UnB),
Paulo Nogueira Batista Júnior (FGV/SP), Pierre Perron (Boston University),
Pedro Cezar Dutra Fonseca (UFRGS), Ricardo R. Araújo Lima (UnB),
Robert E. Evenson (Yale University), Roberto Smith (UFCE), Rodolfo Hoffmann (ESALQ/USP),
Rogério Studart (UFRJ), Russell E. Smith (Washburn University), Sérgio Werlang (FGV/RJ),
Tomás Málaga (FGV/SP), Victor Bulmer-Thomas (University of London),
Werner Baer (University of Illinois), Wilson Suzigan (Unicamp).

Secretaria: Rute Neves

Divulgação: Maria de Jesus Antunes Soares

Revisão: Eny Elza Ceotto (português)

Editoração: Sandra Vilas Boas

Projeto Gráfico: Christof Gunkel

Gráfica: Gráfica e Editora Peres Ltda.

Endereço para correspondência:

Revista de Economia Aplicada
Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 • FEA II - Departamento de Publicações Fipe
Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-900

Fone: (011) 3091-5867 e 3091-6072 • Fax (011) 3091-6073 • E-mail: revecap@usp.br • www.fipe.com/revecap

Assinaturas:

Brasil: R\$ 40,00

Exterior: Individual - US\$ 80,00 • Instituições - US\$ 100,00 (incluído porte aéreo)

A assinatura anual dá direito a 4 números de revista ECONOMIA APLICADA e a eventuais números especiais. A revista também atende a pedidos de exemplares avulsos.

Sumário

ARTIGOS

Surpresas na Política Monetária e a Estrutura a Termo da Taxa de Juros Brasileira Benjamin Miranda Tabak, Alícia Tabata.....	383
Oil Prices and Unemployment: Empirical Evidence from Brazil Afonso Ferreira, Antonio Aguirre.....	401
Avaliação dos Salários dos Professores da Rede Pública de Ensino Fundamental em Tempos de FUNDEF Francisco Anuatti Neto, Reynaldo Fernandes, Elaine Toldo Pazello	413
Melhor Idade: Evidências Sobre a Participação do Idoso no Mercado de Trabalho Brasileiro (1994/2000) Regina Maria de Souza, Ana Flávia Machado.....	439
Determinantes do Consumo das Famílias Com Idosos e Sem Idosos Com Base na Pesquisa de Orçamentos Familiares de 1995/96 Alexandre Nunes de Almeida, Ana Lúcia Kassouf.....	479
Insuficiência Alimentar nas Grandes Regiões Urbanas Brasileiras: Estimativas a Partir da POF 1995/96-IBGE Fernando Gaiger Silveira, Luís Carlos Garcia de Magalhães, Leandro Safatle, João Carvalho Leal	511
Beleza e Mercado de Trabalho: Novas Evidências Adolfo Sachsida, Paulo R. A. Loureiro, Mário Jorge Cardoso de Mendonça	557
Retornos e Riscos na Comercialização de Milho no Estado do Paraná: Uma Aplicação do Modelo Value-at-Risk Edison Luiz Leismann, Danilo R. D. Aguiar, João Eustáquio de Lima.....	571

Revista Economia Aplicada/Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo e Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

--v. 8, n. 3 (2004)-

--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 2004--

Trimestral

ISSN 1413-8050

1. Economia. I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Departamento de Economia. II. Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

CDD - 330

Economia Aplicada sob Nova Direção

É com imensa satisfação que comunicamos importantes alterações institucionais. A partir deste número, *Economia Aplicada* passa a ser editada em conjunto com o Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP, com sede em Ribeirão Preto, SP (FEA-RP).

A FEA-RP nasceu como parte da FEA-SP e durante dez anos fez parte dessa unidade da USP. A estratégia utilizada pela USP foi a de prover a nova unidade com o aconselhamento e orientação da unidade de São Paulo, já consolidada e com grande tradição na área. Essa orientação foi executada a contento e a nova unidade pode já caminhar independentemente, sendo a emancipação formalizada em 2002.

Apesar da juventude da FEA-RP, mas graças à excelente qualidade de seu corpo de professores, iniciou-se neste ano de 2004 o programa de Mestrado em Economia Aplicada, com aprovação da Capes. Assim, é natural que se complete a transição, transferindo-se para o Departamento de Economia da FEA-Ribeirão Preto a edição de *Economia Aplicada*.

Como foi feito com a Faculdade como um todo, neste caso também a transição será gradual, para evitar solução de continuidade. Neste número agregam-se à editoria da Revista dois editores associados daquela unidade: Maria Dolores Montoya Diaz e Eliezer Martins Diniz. Paulatinamente, esses novos editores passarão a desempenhar todas as funções competentes, de modo que em dezembro de 2005 a transição esteja completada.

Desta forma, a partir de 2006, *Economia Aplicada* passará a ser editada exclusivamente pelo Departamento de Economia da FEA/USP-Ribeirão Preto.



Surpresas na política monetária e a estrutura a termo da taxa de juros brasileira*

Benjamin Miranda Tabak[§]
Alícia Tabata[‡]

RESUMO

Este artigo avalia empiricamente os efeitos de surpresas na política monetária sobre a curva de juros, testando os impactos de decisões do COPOM (Comitê de Política Monetária) sobre a curva de juros (taxas Swaps Pré-DI para vencimentos de 1, 2, 3, 6 e 12 meses). Os resultados mostram que a introdução do regime de metas para inflação reduziu os efeitos de surpresas de política monetária sobre a curva de juros e que os agentes antecipam, ao menos parcialmente, as decisões de política monetária. Maior transparência na condução da política monetária e a flexibilização do câmbio (que é mais um canal através do qual os efeitos de política monetária podem ser sentidos) são usados para explicar os resultados obtidos.

Palavras-chave: conteúdo informacional, pronunciamentos, taxa de juros, política monetária.

ABSTRACT

This paper empirically assesses the monetary policy's surprise effect over the interest rate curve, testing the impacts of COPOM's (monetary policy Committee) decisions over the interest rates curve (Swaps rates with maturity to 1, 2, 3, 6 and 12 months). The results show that the introduction of the inflation targeting regime reduced the monetary policy's surprise effect over the interest rate curve and that the agents foresee, at least partially, the monetary policy's decisions. A greater transparency in the monetary policy conduction and the adoption of the floating exchange rate regime are used to explain the results obtained.

Key words: information content, pronouncements, interest rates, monetary policy.

JEL classification: E4, G1.

* As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

§ Banco Central do Brasil, SBS, Quadra 3, Bloco B, Ed. Sede, 9º andar, 70074-900 – Brasília – DF – Brasil, benjamin.tabak@bcb.gov.br

‡ Banco do Brasil e Mestrado em Gestão Econômica de Negócios da Universidade de Brasília.

Recebido em janeiro de 2003. Aceito em julho de 2004.

1 Introdução

Neste artigo, a influência da política monetária na estrutura a termo de taxa de juros é examinada estimando os efeitos de mudanças na meta para a taxa de juros de curto prazo do Comitê de Política Monetária Brasileira (COPOM).

Existe uma vasta literatura empírica examinando este assunto para a taxa *Fed Funds*, como Balduzzi *et al.* (1997, 1998), Bernanke e Blinder (1992), Cook e Hahn (1989), Reinhart e Simmin (1997) e Rolley e Sellon (1995, 1998a, 1998b). Além destes, Buttiglione *et al.* (1996), Dale (1993), Haldane e Read (2000) e Hardy (1996) analisam a reação do mercado a mudanças na taxa de juros oficiais para diversos países, como Reino Unido e Alemanha.

É desconhecida a existência de estudos anteriores que focaram os efeitos de mudanças na meta para a taxa de juros do COPOM na estrutura a termo de taxas de juros para o Mercado brasileiro. Todavia, o estudo da resposta de taxas de juros de Mercado a mudanças na meta para as taxas de juros pode oferecer uma maior compreensão dos canais de transmissão de políticas monetárias, uma vez que choques na taxa de juros oficial deveriam ser capazes de mudar todo o espectro de taxas de juros de mercado tanto de curto como de longo prazo.

Cook e Hahn (1989) foram pioneiros nesta literatura. Eles encontraram evidência de resposta intensa das taxas de juros de mercado de curto prazo e resposta fraca das de longo prazo a mudanças na taxa *Fed Funds* para a década de 1970.

Rolley e Sellon (1995), usando uma técnica de amostragem diferente, encontraram evidência sugerindo que as taxas de longo prazo antecipam mudanças na política, bem à frente das ações de política monetária, o que poderia explicar os resultados achados em Cook e Hahn (1989).

Rolley e Sellon (1998a) estimam estatisticamente respostas significantes das taxas de juros de longo prazo. Além disso, Rolley e Sellon (1998b) examinam como retornos de seguro do Tesouro, preços de ações e taxas futuras do *federal funds* respondem em dias de reunião do FOMC (*Federal Open Market Committee*) quando ações políticas esperadas não ocorrem. Eles encontraram evidência apoiando a existência de efeitos de não-pronunciamento.

Outros estudos focaram o impacto de surpresas de políticas monetárias em outros mercados. Um exemplo interessante é Thorbecke e Alami (1994), que encontraram evidência

de efeitos significantes nos preços de ações por causa de mudanças nas metas para o *federal funds*.

Um artigo de pesquisa interessante é o de Haldane e Read (2000), que estuda a resposta da curva de retorno a surpresas na política monetária para o Reino Unido, Estados Unidos, Alemanha e Itália. Eles encontraram evidência de que a introdução de um regime de metas de inflação teve um efeito amortecedor significativo sob surpresas na curva de retornos para prazos mais curtos.

Este artigo busca determinar se existem surpresas significantes nas políticas monetárias por meio do estudo da relação entre mudanças na meta para a taxa de juros e da taxa de juros de mercado. Testa-se, ainda, se a introdução de um câmbio flutuante e um regime de metas de inflação tem apresentado algum impacto sob estas surpresas nas taxas de juros na estrutura a termo das taxas de juros brasileiras.

A economia brasileira sofreu mudanças significativas na década de 1990. A primeira quebra estrutural importante foi o plano de estabilização Real, que obteve êxito em combater uma inflação mensal de dois dígitos em meados dos anos de 1990. No começo de 1999, as autoridades da economia monetária adotaram uma estrutura de metas de inflação (IT – *inflation targeting*) para a política monetária e abandonaram a política de paridade cambial. O principal objetivo deste artigo é estudar as implicações destas mudanças na política monetária sob surpresas nas taxas de juros domésticas.

A evidência empírica sugere que a adoção da estrutura de metas de inflação com uma taxa de câmbio flutuante tem apresentado um efeito amortecedor das surpresas nas taxas de juros na estrutura a termo, o que pode ser explicado por uma maior transparência na conduta da política monetária após a adoção do IT.

O artigo está estruturado da seguinte maneira. Na segunda seção apresenta-se a metodologia que será usada no artigo. A seção 3 mostra as respostas da estrutura a termo das taxas de juros brasileiras a mudanças na meta para a taxa de juros do COPOM. Na quarta seção apresenta-se evidência de resposta dos *spreads* da estrutura a termo. A seção 5 conclui o artigo.

2 Dados e metodologia

Nesta seção explora-se a metodologia e os dados utilizados neste estudo. Mostra-se explicitamente como a estrutura a termo de taxas de juros foi construída a partir de instrumentos financeiros diferentes. Além disso, delinea-se a metodologia que será utilizada no restante do artigo.

2.1 Os dados

As datas das reuniões do COPOM e suas respectivas metas para taxa SELIC foram obtidas no *website* do Banco Central.¹ No período de 1 de Julho de 1996 a 4 de março de 1999 o COPOM fixava a TBC, e a partir de 5 de março de 1999, com a extinção desta, passou a divulgar a meta para a taxa SELIC para fins de política monetária.

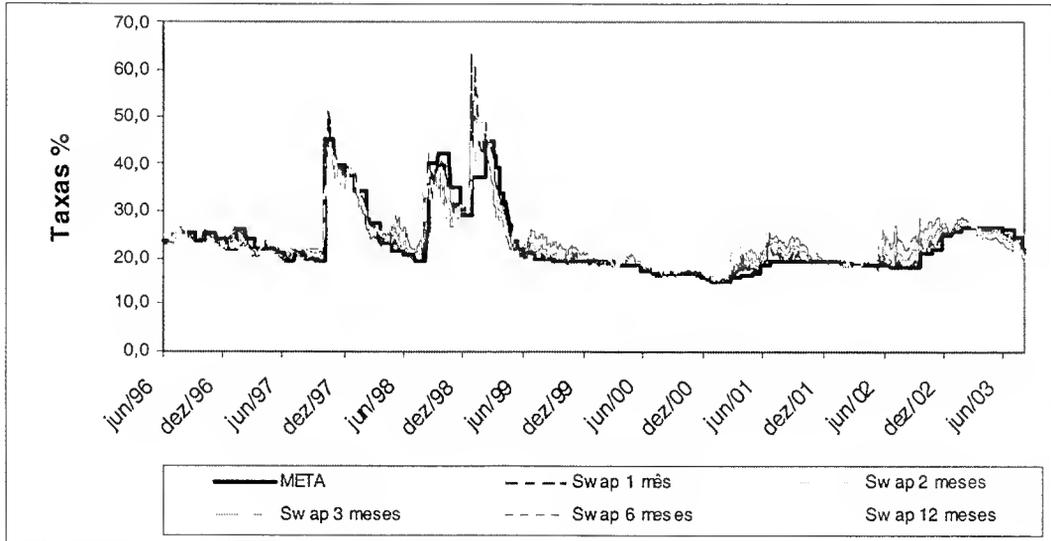
Os principais dados utilizados no artigo consistem de taxas de juros de *swap* Pré – DI, registrados na BM&F com maturidades de 1, 2, 3, 6 e 12 meses, que foram coletados do provedor de informações Bloomberg. As taxas mais longas de 24 e 36 meses possuem problemas de liquidez e não foram utilizadas.

Na Figura 1 são apresentadas a evolução da meta da taxa SELIC e as séries das taxas de juros de *swap*.

O primeiro pico refere-se à crise asiática; após um ano ocorreu a crise russa. Em janeiro de 1999, a desvalorização cambial e o nervosismo que se espalhou no mercado fizeram com que o governo se visse forçado a aumentar a taxa de juros, a fim de evitar a fuga de capitais. Com a implantação do câmbio flutuante e o regime de metas para a inflação verificou-se a mudança do comportamento das taxas de juros em relação às crises argentina, ocorrida no segundo semestre de 2001, e eleitoral, em outubro de 2002.

1 *Website* oficial do Banco Central do Brasil: www.bcb.gov.br

Figura 1
Meta da Taxa SELIC e as Taxas de Juros de Swap Pré – DI



Fonte: Banco Central do Brasil e Bloomberg.

2.2 A hipótese das expectativas

A influência de mudanças na meta da taxa oficial de juros sob as taxas de juros de Mercado pode ser explicada pela Hipótese de Expectativas. De acordo com a Hipótese de Expectativa da estrutura a termo, a taxa de longo prazo de um título está relacionada à taxa de curto prazo e às taxas de curto prazo esperadas. A relação entre taxas de um ou dois períodos é dada por:

$$R_t = \frac{1}{2}(r_t + E_t r_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde R_t é uma taxa de dois períodos e r_t é a taxa de um período, E_t é o operador de expectativa sujeito à informação disponível no instante t , e ε_t é um prêmio. Em geral, caso se tenha uma taxa para um período e uma taxa de longo prazo para n períodos, então:

$$R_t = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=0}^{n-1} E_t r_{t+i} \right) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Assim, a Hipótese de Expectativa afirma que as taxas de longo prazo são uma média das taxas de curto prazo correntes e de taxas futuras de curto prazo esperadas mais um termo de prêmio de risco.

A Política Monetária afeta as taxas de longo prazo, uma vez que ela influencia as taxas de curto prazo correntes e esperadas. Ademais, a resposta das taxas de juros de longo prazo a mudanças na meta para a taxa de juros do COPOM deveria depender das mudanças persistentes esperadas para as metas.

A Teoria da Expectativa da estrutura a termo é testada, em geral, assumindo que as expectativas sejam racionais. Nesse caso,

$$E_t r_{t+1} = r_{t+1} + \eta_{t+1} \quad (3)$$

onde η_{t+1} é uma média zero, iid erro de ruído branco.

Pode-se reorganizar a equação (2) como:²

$$\frac{1}{n} \left(\sum_{i=0}^n E_t r_{t+i} \right) = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=0}^n (r_{t+i} + \eta_{t+i}) \right) = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=0}^n r_{t+i} \right) = R_t - \varepsilon_t - \varpi_t \quad (4)$$

e subtraindo r_t dos dois lados resulta em:

$$\frac{1}{n} \left(\sum_{i=0}^n E_t r_{t+i} \right) - r_t = \alpha + \beta (R_t - r_t) - \varpi_t \quad (5)$$

onde usa-se $\alpha = -\varepsilon_t$ como uma constante.

A equação (5) pode ser estimada e deve-se esperar, se a Hipótese de Expectativa se mantiver, que a inclinação seja igual a um. Além disso, se há um prêmio por risco por serem títulos de vencimento mais distantes, então o intercepto pode ser estatisticamente significativo, no entanto, independente do tempo.

2 onde $\varpi_t = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=0}^n \eta_{t+i} \right)$.

A finalidade deste artigo não é realizar um teste direto de Hipótese de Expectativa, mas sim testar se as taxas de juros de Mercado para diferentes maturidades têm respostas significativas a mudanças na taxa de juros.³ Mesmo se a Hipótese de Expectativa se mantiver, pode ser que as taxas de juros de longo prazo não respondam, uma vez que os agentes podem gerar expectativas de que as ações de política monetária têm pouca probabilidade de persistirem na mesma direção por períodos prolongados de tempo.

2.3 Testando a presença de surpresas nas taxas de juros

A partir da Hipótese de Expectativa tem-se que as taxas de juros de longo prazo podem ser interpretadas como um acúmulo de taxas de juros esperadas de curto prazo. Em geral, as taxas de juros de longo prazo afetam as decisões de demanda agregada. Porém, autoridades monetárias decidem a meta para as taxas de juros de curto prazo e estas decisões deveriam afetar as taxas de juros de longo prazo, já que se mudam as expectativas para o caminho futuro das taxas de juros de curto prazo.

O principal objetivo deste artigo é testar quais são os efeitos das mudanças nas taxas de juros de curto prazo, especificamente os efeitos de mudanças nas metas para as taxas de juros de curto prazo, que são usadas como um instrumento para alcançar estabilidade nos preços e expectativas de inflação mais baixas.

Este artigo segue a mesma linha de Cook e Hahn (1989), que examinaram a resposta de um dia de taxas de títulos a mudanças na meta para a taxa de *Fed Funds* usando a regressão a seguir:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta \Delta \text{Target}_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde ΔR_t representa as mudanças na taxa de juros de Mercado e ΔTarget_t representa as mudanças na meta para taxa de *Fed Funds*. O parâmetro β mensura a surpresa média na taxa de juros para qualquer maturidade. Se as mudanças na taxa de juros oficial fossem completamente antecipadas, este coeficiente deveria ser igual a zero.

O teste realizado neste artigo procura verificar se a estrutura a termo das taxas de juros responde a mudanças nas metas para a taxa de juros e até que ponto isso é verificado no caso brasileiro. Além disso, a introdução do regime de metas de inflação poderia ter im-

³ Tabak e Andrade (2001) demonstraram que a abordagem padrão tende a levar à aceitação da HE mais expectativas racionais para as taxas de juros de 2, 3 e 6 meses, mas não para a taxa de juros de 12 meses. Porém, ao utilizar uma abordagem de erro-ortogonalidade, houve uma rejeição incisiva do HE mais expectativas racionais para todas as maturidades.

pactos significativos no modo como as surpresas nas taxas de juros afetam a estrutura a termo, e por isso este tema é também abordado no estudo.

Outro assunto interessante explorado neste artigo é a verificação de que mudanças nas metas para as taxas de juros provocam respostas significativas nos *spreads* da estrutura a termo. Testa-se se mudanças na meta influenciam o *spread* entre as taxas de juros de longo prazo (R_t) e curto prazo (r_t) por meio da expressão (7)

$$\Delta(R_t - r_t) = \alpha + \beta \Delta \text{Target}_t \quad (7)$$

Nas próximas seções realizam-se estes testes e apresentam-se algumas interpretações dos resultados obtidos.

3 Mensurando a resposta da estrutura a termo a políticas monetárias

Estima-se a resposta das taxas de juros a mudanças na meta para a taxa de juros com a regressão

$$\Delta r_{i,t} = \alpha + \beta \Delta \text{Target}_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde $r_{i,t}$ representa a taxa de juros de maturidade i no instante t .

3.1 Políticas monetárias ativas

A resposta de um dia das taxas de juros a mudanças na meta é apresentada na Tabela 1. A amostra contém 55 mudanças na meta de 26 de junho de 1996 a 20 de agosto de 2003. As reuniões em que o COPOM decidiu não mudar a meta foram excluídas da análise. Os erros padrões são robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação, uma vez que foram corrigidos usando o procedimento de Newey e West (1987).⁴

Os coeficientes α e β de todas as maturidades até 12 meses são apresentadas na segunda e terceira colunas da Tabela 1. A resposta das taxas de juros não é significativa em todos os casos, exceto para a maturidade de 1 mês, o que pode ser percebido ao comparar os coeficientes estimados com os seus erros padrões.

4 Esta correção é necessária porque as estatísticas Durbin-Watson (DW) indicam que pode haver autocorrelação nos resíduos destas regressões.

Tabela 1
Resposta de um Dia das Taxas de Juros a Mudanças na Meta

Maturidade	Intercepto	Resposta	R ²	SE	DW
1 mês	0,0015 (0,0010)	0,1884 *** (0,1100)	36,93%	0,0088	2,3844
2 meses	0,0013 (0,0010)	0,1301 (0,0976)	20,61%	0,0090	2,1801
3 meses	0,0002 (0,0010)	0,0639 (0,0749)	5,33%	0,0085	2,3588
6 meses	0,0007 (0,0009)	0,0260 (0,0589)	-0,53%	0,0082	2,3899
12 meses	0,0004 (0,0009)	-0,0056 (0,0482)	-1,81%	0,0077	2,2332

*** Significante a 10%.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

A amostra contém 55 mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Este resultado está de acordo com os encontrados por Cook e Hahn (1989) para o Mercado de Ações dos Estados Unidos, que encontrou evidência de que os participantes de mercado da década de 1980 foram capazes de antecipar ações de política monetária (contrastando com a década e 1970 quando surpresas nas taxas de juros eram mais marcantes).

3.2 Inatividade e ações na política monetária

Nesta subsecção testa-se se os resultados obtidos previamente continuam inalterados ao se incluir os períodos em que a meta de taxa de juros permaneceu inalterada. Faz-se isto usando uma amostra maior com 94 observações, a partir de 26 de junho de 1996 a 20 de agosto de 2003, contendo 65 mudanças na meta, sendo as 29 restantes com a meta mantida inalterada. A idéia é testar se existe conteúdo informacional em decisões de manter a meta para taxa de juros inalterada.

Os resultados são apresentados na Tabela 2 e são semelhantes aos encontrados na Tabela 1. O poder preditivo das regressões obteve um pequeno acréscimo para a resposta de um mês, mas diminuiu para as outras maturidades. Os erros padrões são imensos quando comparados aos coeficientes estimados, que levam à conclusão que tanto o intercepto quanto a inclinação não são estatisticamente diferentes de zero.

Tabela 2
Resposta de um Dia das Taxas de Juros a Mudanças na Meta

Maturidade	Intercepto	Resposta	R ²	SE	DW
1 mês	0,0010 (0,0007)	0,1882 *** (0,1088)	34,96%	1,0071	2,4441
2 meses	0,0007 (0,0007)	0,1299 (0,0966)	17,40%	0,0077	2,4125
3 meses	0,0000 (0,0006)	0,0639 (0,0739)	4,21%	0,0076	2,5074
6 meses	0,0006 (0,0006)	0,0259 (0,0583)	0,00%	0,0070	2,5202
12 meses	0,0006 (0,0006)	-0,0055 (0,0476)	-1,03%	0,0068	2,3774

*** Significante a 10%.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Os resultados apresentados até agora parecem indicar que a política monetária não afeta a estrutura a termo da taxa de juros no Brasil. Isso leva à conclusão de que as ações do COPOM estão sendo antecipadas, exceto para o vencimento de 1 mês.

Isto poderia ser examinado mais adiante por meio de uma análise da relação entre mudanças na estrutura a termo e mudanças futuras na meta. Os resultados encontrados previamente podem ser creditados ao fato de que as taxas de juros deveriam responder a surpresas na política monetária mas não a mudanças antecipadas.

A Tabela 3 apresenta os resultados para a regressão das mudanças na estrutura a termo em razão de mudanças futuras na meta para a taxa de juros. Como se pode observar, regressões para mudanças nas taxas de juros de Mercado um dia antes da reunião do COPOM não são significantes para os vencimentos de 2, 3 e 6 meses, mas ao se testar para uma antecipação de 2 dias para todas as maturidades, chega-se a respostas significantes, e para 5 dias de antecipação, há resposta da taxa de juros, exceto o vencimento de 1 mês, o que leva à conclusão que as decisões do COPOM são, de fato, parcialmente antecipadas pelos participantes do mercado.

No entanto, a inclinação é significativamente diferente de um, o que pode denotar que embora as mudanças na meta para as taxas de juros estejam sendo antecipadas, elas podem não estar sendo totalmente antecipadas. Testes Wald realizados para estes coeficientes rejeitam a hipótese nula de resposta igual a um para todas as maturidades.

Tabela 3
Movimentações nas Taxas de Juros para Maturidades Diferentes
Antes das Reuniões do COPOM

Maturidade	Um dia antes		Dois dias antes		Cinco dias antes	
	Intercepto	Resposta	Intercepto	Resposta	Intercepto	Resposta
1 mês	0,0006 (0,0010)	0,1496 *** (0,0755)	-0,0019 (0,0025)	0,2715 * (0,0908)	0,0000 (0,0021)	0,3025 (0,1956)
2 meses	0,0001 (0,0008)	0,1051 (0,0767)	-0,0015 (0,0021)	0,2089 ** (0,0939)	-0,0003 (0,0018)	0,3070 *** (0,1845)
3 meses	-0,0001 (0,0008)	0,0673 (0,0473)	-0,0021 (0,0019)	0,2063 ** (0,0879)	-0,0002 (0,0017)	0,3382 *** (0,1810)
6 meses	0,0000 (0,0006)	0,0577 (0,0372)	-0,0014 (0,0014)	0,1898 * (0,0652)	0,0001 (0,0015)	0,3620 ** (0,1452)
12 meses	-0,0003 (0,0006)	0,0390 ** (0,0155)	-0,0014 (0,0013)	0,1671 * (0,0455)	-0,0002 (0,0015)	0,3323 * (0,1067)

*, ** e *** representam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

3.3 A introdução do regime de metas de inflação e do regime de câmbio flutuante

Um problema com os testes realizados até agora é que a política monetária sofreu uma mudança significativa em 1999 com a introdução de uma taxa de câmbio flutuante (após muitos anos com um regime de minibandas cambiais) e um regime de metas de inflação.

Adicionou-se uma variável *dummy* para a mudança no regime da taxa de câmbio, atribuindo um valor igual a zero para o período anterior a janeiro 1999 e um valor igual a um para o período posterior. A regressão estimada é dada por:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta_1 \Delta Target_t + \beta_2 Dummy \Delta Target_t \quad (9)$$

Neste caso, β_2 mede o efeito da introdução do regime de câmbio flutuante e do regime de metas de inflação. Na Tabela 4a apresentam-se os resultados.

Tabela 4a
Resposta de um Dia das Taxas de Juros a Mudanças na Meta

Maturidade	Intercepto	Resposta	IT Resposta	R ²	SE	DW
1 mês	0,0009 (0,0006)	0,3080 * (0,0678)	-0,2882 * (0,0685)	54,97%	0,0059	2,2523
2 meses	0,0005 (0,0007)	0,2436 * (0,0426)	-0,2734 * (0,0546)	36,57%	0,0067	2,2867
3 meses	0,0000 (0,0006)	0,1597 * (0,0167)	-0,2304 * (0,0420)	20,06%	0,0069	2,3667
6 meses	0,0005 (0,0006)	0,1008 * (0,0095)	-0,1802 * (0,0442)	11,60%	0,0065	2,3597
12 meses	0,0005 (0,0006)	0,0525 * (0,0095)	-0,1395 * (0,0475)	6,04%	0,0065	2,2730

* Significante a 1%.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Os resultados mostrados na Tabela 4a estão de acordo com os encontrados por Haldrup e Read (2000). A introdução de uma taxa de câmbio flutuante e de um regime de metas de inflação teve um efeito amortecedor sob surpresas nas taxas de juros no Brasil. Houve, ainda, um aumento enorme do poder explicativo.⁵

Tabela 4b
Testes de Wald ($H_0: \beta_1 + \beta_2 = 0$)

Maturity	Estatística - χ^2	Valor-p
1 mês	0,6343	0,4258
2 meses	0,5698	0,4503
3 meses	3,2546	0,0712
6 meses	3,5700	0,0588
12 meses	3,8243	0,0505

⁵ É importante lembrar que como houve uma mudança no instrumento utilizado como Meta para as taxas de juros seria de se esperar que esse resultado fosse obtido. Contudo, o sinal da *dummy* de interação sugere que o impacto foi de reduzir o efeito das surpresas sobre a curva de juros.

Também realizaram-se testes de Wald para a restrição conjunta aos dois coeficientes β_1 e $\beta_2=0$. Se houver um efeito significativo do regime de IT, então a soma destes coeficientes deveria ser estatisticamente diferente de zero. Como se pode observar na Tabela 4 b, isto parece ser o caso para todas as maturidades, exceto para taxa de juros de um mês e dois meses, ao considerar o nível de significância de 10%.

Pode-se concluir que as regressões anteriores continham erro de especificação. Em média, a surpresa na taxa de juros é significativa para toda a amostra. Adicionalmente, a resposta da taxa de juros decresce com o aumento da maturidade, como esperado.

Este efeito amortecedor encontrado no presente artigo pode ser dado por duas razões. A primeira está relacionada a uma maior transparência que está associada à estrutura do regime de IT. Outra razão é que sob um regime de taxa de câmbio fixa, todas as decisões da reunião do COPOM devem ser refletidas nas taxas de juros, uma vez que o impacto na taxa de câmbio estava bloqueado, enquanto que com um regime de taxa de câmbio flutuante, a taxa de câmbio pode absorver um pouco das surpresas, podendo, assim, reduzir o impacto sobre a taxa de juros.

4 Mensurando a resposta dos *spreads* da estrutura a termo à política monetária

Nesta seção testou-se como a inclinação da estrutura a termo respondia a mudanças na meta. Estimou-se a seguinte regressão

$$\Delta(R_{i,t} - r_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta Target_t \quad (10)$$

onde R são as taxas de longo prazo e r são as taxas de curto prazo.

A Tabela 5 apresenta as respostas de um dia da inclinação da curva de retorno respondendo a mudanças na meta, onde 2m-1m é o *spread* entre as taxas de dois e um meses, usando somente as mudanças efetivas na meta.

Tabela 5
Resposta de um Dia dos Spreads da Estrutura a Termo a Mudanças na Meta

$$\Delta(R_{i,t} - r_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta Target_t$$

Spread	Intercepto	Resposta	R ²	SE	DW
2m - 1m	-0,0002 (0,0004)	-0,0583 * (0,0179)	33,21%	0,0030	1,6742
3m - 1m	-0,0014 *** (0,0008)	-0,1245 * (0,0419)	49,45%	0,0045	1,5511
6m - 1m	-0,0009 (0,0009)	-0,1625 * (0,0586)	51,75%	0,0057	1,8454
12m - 1m	-0,0011 (0,0010)	-0,1940 * (0,0690)	56,33%	0,0062	1,6095

*, ** e *** representam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 55 mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Tanto a resposta do *spread* quanto o poder explicativo aumentam com o aumento da maturidade. Os sinais esperados dos coeficientes estão corretos, e a interpretação pode ser que as mudanças na meta para a taxa de juros podem não implicar mudança contínua no futuro; em tal caso, as taxas de longo prazo aumentariam também.

Na Tabela 6 mostra-se a evidência usando a amostra toda, incluindo os períodos de inatividade (permanência da meta inalterada). Um fato interessante a destacar é que embora o poder explicativo tenha diminuído um pouco, as respostas a mudanças na meta para a taxa de juros são quase as mesmas para todos os casos.

Tabela 6
Resposta de um Dia dos Spreads da Estrutura a Termo a Mudanças na Meta

$$\Delta(R_{i,t} - r_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta Target_t$$

Spread	Intercepto	Resposta	R ²	SE	DW
2m - 1m	-0,0003 (0,0003)	-0,0583 * (0,0175)	26,54%	0,0027	1,9775
3m - 1m	-0,0010 (0,0005)	-0,1244 * (0,0419)	41,90%	0,0040	1,5180
6m - 1m	-0,0004 (0,0006)	-0,1623 * (0,0581)	48,57%	0,0046	1,7098
12m - 1m	-0,0004 (0,0007)	-0,1638 * (0,0691)	52,57%	0,0051	1,5154

* Significante a 1%.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Um último teste foi realizado usando uma resposta de dois dias a mudanças na meta. Os resultados mostram-se coerentes com os encontrados na seção anterior. Existe algum grau de antecipação das ações de política monetária pelos participantes do mercado.

Tabela 7
Resposta de Dois Dias dos Spreads da Estrutura a Termo a Mudanças na Meta

$$\Delta (R_{i,t} - r_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta Target_t$$

Spread	Intercepto	Resposta	R ²	SE	DW
2m - 1m	0,0004 (0,0006)	-0,0626 * (0,0096)	9,70%	0,0051	1,3342
3m - 1m	-0,0001 (0,0006)	-0,0651 * (0,0113)	8,11%	0,0057	1,5885
6m - 1m	0,0005 (0,0012)	-0,0816 * (0,0305)	3,61%	0,0103	1,4623
12m - 1m	0,0005 (0,0014)	-0,1043 ** (0,0507)	5,63%	0,0109	1,3969

*, ** e *** representam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

A evidência até este ponto mostra que mudanças na meta para a taxa de juro de curto prazo podem ser previstas e são incorporadas às taxas de juros de Mercado antes das reuniões do COPOM, ao menos parcialmente.

5 Conclusões

Os resultados encontrados neste artigo parecem indicar que a estrutura a termo não responde a ações de política monetária, mensurada por mudanças nas metas para as taxas de juros. Estes resultados são robustos usando duas amostras distintas, uma incluindo somente mudanças efetivas e outra contendo os períodos em que a Meta permaneceu inalterada.

No entanto, assumindo que a meta para a taxa de juros deveria, de fato, influenciar a taxa de juros para diferentes maturidades, realizaram-se testes com o intuito de verificar

se mudanças na meta influenciariam a curva de juros. Os resultados foram conclusivos para abordagens com amostragem diferentes. Existe um certo grau de antecipação de ações de política monetária pelos participantes do Mercado.

Mais dois tipos de teste foram realizados. Em primeiro lugar, testou-se se os *spreads* da taxa de juros respondiam a mudanças na meta para as taxas de juros e a conclusão foi positiva, apesar de não ser em uma relação um a um.

Sugere-se pesquisa adicional acerca do tema. A primeira seria a realização destes testes com uma maior frequência para verificar se a estrutura a termo responde diferentemente em posições diferentes do ciclo de negócios. Outra sugestão seria a utilização de taxas de juros de contratos futuros para extrair as expectativas do mercado sobre mudanças na meta para as taxas de juros e realizar as regressões usando ações de política monetária antecipadas e não antecipadas.

Finalmente, uma metodologia alternativa que poderia ser empregada seria decompor as mudanças na taxa oficial em seus componentes antecipados e não antecipados, e então estimar a resposta da estrutura a termo a mudanças políticas não antecipadas.

Referências

- Balduzzi, Pierluigi; Bertola, Giuseppe; Foresi, Silverio. A model of target changes and the term structure of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 39, p. 223-49, 1997.
- Balduzzi, Pierluigi; Bertola, Giuseppe; Foresi, Silverio; Klapper, Leora. Interest rate targeting and the dynamics of short-term rates. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30, p. 26-50, 1998.
- Bernanke, Ben S.; Blinder, Alan S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82, p. 901-21, 1992.
- Buttiglione, L.; Giovane, P. Del; Tristani, O. *Monetary policy actions and the term structure of interest rates: a cross-country analysis*. Banca d'Italia, 1996. Mimeografado.
- Cook, T.; Hahn, T. The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, 24, p. 331-51, 1989.
- Dale, S. The effect of changes in official UK rates on market interest rates since 1987. *The Manchester School*, v. LXI, p. 76-94, 1993.

- Haldane, A. G.; Read, V. Monetary policy surprises and the yield curve. *Bank of England Working Paper*, 2000.
- Hardy, D. C. Market reaction to changes in German official interest rates. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper N. 4/96*, 1996.
- Newey, Whitney; West, Kenneth. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, p. 703-708, 1987.
- Reinhart, Vincent; Simin, Timothy. The market reaction to federal reserve policy action from 1989 to 1992. *Journal of Economics and Business*, 49, p. 149-68, 1997.
- Roley, V. Vance; Sellon Jr., Gordon H. Monetary policy actions and long-term interest rates. Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, 80, p. 73-89, 1995.
- _____. The response of interest rates to anticipated and unanticipated monetary policy actions. *Working Paper*, University of Washington, 1998a.
- _____. Market reaction to monetary policy nonannouncements. *Working Paper*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1998b.
- Tabak, B. M.; Andrade, S. C. Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates. *Anais do Primeiro Encontro Brasileiro de Finanças*, São Paulo, 23-24 de Julho de 2001.
- Thorbecke, Willem; Tarik, Alami. The effect of changes in the federal funds rate on stock prices in the 1970s. *Journal of Economics and Business*, 46, p. 13-20, 1994.

Oil prices and unemployment: empirical evidence from Brazil*

Afonso Ferreira[§]
Antonio Aguirre[‡]

RESUMO

Neste trabalho, apresentamos a evidência empírica relativa à existência de uma relação de longo prazo entre a taxa de desemprego, o preço do petróleo e a taxa de juros real, no Brasil. Depois de estabelecer a existência de cointegração entre estas variáveis, estimamos os coeficientes de longo prazo que relacionam a taxa de juros real e o preço real do petróleo à taxa de desemprego. Nossos resultados mostram que uma duplicação do preço do petróleo tende a trazer um aumento absoluto de 1,6 pontos percentuais na taxa de desemprego.

Palavras-chave: taxa de desemprego, preço do petróleo.

ABSTRACT

In this study we present empirical evidence for the existence of a long-run relation between the rate of unemployment in Brazil and the price of energy plus the real interest rate. After establishing the existence of cointegration among those variables, we estimate the long-run coefficients relating the real interest rate and the real price of oil to the rate of unemployment. Our results show that a doubling of the price of oil tends to bring about an absolute increase of 1.6 percentage points in the unemployment rate.

Key words: unemployment rate, oil prices.

JEL classification: E24, E32.

* Both authors gratefully acknowledge valuable suggestions received from an anonymous referee and thank J. K. Berry for reading a previous version of the paper. A. F. also acknowledges financial support from 'Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais' (FAPEMIG) and 'Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico' (CNPq), Brazil.

§ Fundação João Pinheiro/Escola de Governo – CEPE (Centro de Pesquisa em Economia Internacional). e-mail: afonso@cepe.ecn.br. fax: 55 31 3296 9346.

‡ UFMG/Departamento de Economia – CEPE (Centro de Pesquisa em Economia Internacional). e-mail: aguirre@cepe.ecn.br. fax: 55 31 3279 9062

Recebido em abril de 2003. Aceito em julho de 2004.

1 Introduction

The purpose of this paper is to determine whether there is a long run relation between variations in oil prices and the rate of unemployment in the Brazilian economy.

In section 2, we review the previous literature on this subject and discuss the model suggested by Carruth *et al.* (1998), which postulates a direct relation between oil prices and the unemployment rate. The equation we estimate is derived from their model. In sections 3 and 4, we discuss the cointegration tests and the data used in the paper and present our results. Finally, in section 5 we summarise our main conclusions.

2 Motivation

A large body of research has already identified a nexus between energy prices and the level of economic activity and/or the rate of unemployment in the American economy. Several transmission mechanisms between oil price changes and changes in output and unemployment are described by Hamilton (2001). According to this author, an exogenous increase in energy prices reduces output (increases unemployment): i) directly, by lowering productivity; and ii) indirectly, to the extent that lower wages lead to movements along the labour supply curve, changes in business mark-ups or in capacity utilization rates.

All these transmission mechanisms imply a linear relation between the real price of oil and real GDP/unemployment, with price increases leading to recessions and price decreases, through the same mechanisms operating in the opposite direction, leading to booms. However, the empirical evidence relating to the US economy suggests that, while the oil price increases of the 1970s had significant impacts on output and employment, the effects of the price declines of the 1980s and 1990s were “smaller and harder to characterize”. (Hooker, 1996). This evidence has led several authors to argue that there exists a non-linear relationship between oil prices and the level of economic activity.

According to this line of argument, an oil price decrease certainly has a favourable impact on the level of activity and/or rate of unemployment, because of the production function and inflation/wage effects described before. However, it may not produce an economic boom mirroring the recession induced by an oil price increase and, under certain circumstances, may even be contractionary.

Hamilton (2001) interprets this non-linearity as originating from the fact that changes in oil prices, whether they are increases or decreases, tend to change the composition of demand, increasing the demand for some goods and decreasing it for others. For example, a major disruption in oil prices may lead to greater uncertainty about the future, so that spending in cars, housing and investment goods temporarily falls. If it is costly to re-allocate factors of production (labour or capital) between sectors, oil shocks may be contractionary in the short run, irrespective of their sign.

In this paper, we follow Carruth *et al.* (1998) who examined the relation between oil prices and the unemployment rate, in the context of the Shapiro-Stiglitz efficiency-wage model. (Shapiro and Stiglitz, 1984).

The basic assumptions of the efficiency-wage model, in the version presented by Carruth *et al.* (1998), are:

- Workers are risk-averse and derive utility (u) from income (w) and disutility from effort (e):
- $$u = \log w - e$$
- Effort (e) is a fixed number determined by technology, but workers can choose to “shirk”, *i.e.*, to provide zero effort, facing a probability $(1 - d)$ of being detected and fired.
 - If undetected, the utility of a shirker is $\log w$.
 - A worker sacked for shirking and rehired cannot shirk again, because firms will closely supervise the behaviour of anyone known to have been fired by another employer, *i.e.*, a shirker who is rehired earns, with certainty, $\log w - e$. Therefore, the expected utility of a fired worker (w') is a weighted average of the utility from working at the required level of effort and of the income-equivalent value of being unemployed (b), which depends, among other things, on the value of the unemployment benefit:

$$w' = a(U)(\log w - e) + [1 - a(U)]\log b$$

where $a(U)$, the probability of finding work, varies inversely with the rate of unemployment U .

- The no-shirking wage is the smallest wage required to persuade employees to exert effort and can be obtained by equating the utility from not shirking to the expected utility from shirking:

$$\log w - e = d(\log w) + (1 - d)w'$$

Substituting the expression derived before for w' into the equation above and rearranging, gives

$$\log w = \log b + e + \frac{ed}{[1 - a(U)](1 - d)}.$$

The equilibrium wage, therefore, varies directly with the income value of not working (b), the required job effort (e), the probability of not being detected (d) and the probability of finding work [$a(U)$].

Assuming that the product of the economy (y) is generated through a constant returns to scale technology using labour (n), capital (k) and energy (x), we have:

$$y = \alpha f(n, k, x)$$

where α measures the level of technology.

Under perfect competition, firms in the product market will operate at the minimum point on their cost schedules, with the unit minimum cost function

$$C = (\frac{1}{\alpha}) c(w, r, p_o),$$

where r is the price of capital (the real interest rate) and p_o is the price of energy (oil).

Setting p , the output price, equal to 1 and using the zero profit condition $p = C$, gives

$$\alpha = c(w, r, p_o).$$

Substituting the expression for the equilibrium wage into the equation above, we find that the equilibrium unemployment rate (U) varies directly with the real interest rate (r), the real price of oil (P_o), the level of on-the-job effort (e), the probability of successfully shirking (d) and the level of unemployment benefits (b).

Taking e , d and b as given, Carruth *et al.* (1998) conclude that movements in the unemployment rate depend only on variations in the input prices, that is to say, on variations of the real price of oil and the real interest rate.

Assuming that the price of oil is determined exogenously by the world market for this raw material, an oil price increase, *coeteris paribus*, brings about negative profits, *i.e.* losses for firms, causing them to leave the market. If the domestic real interest rate is determined by the world interest rate, the domestic real wage will have to be reduced to restore the zero-profit equilibrium. In order to induce workers to accept these lower wages, unemployment must increase, *i.e.*, unemployment operates as a “worker discipline device”. As a result, a direct relation between oil prices and the unemployment rate sets in.

3 Estimation method

Carruth *et al.* (1998) tested for the existence of a long-term relation between the unemployment rate, the real oil price and the real interest rate in the US, using the Engle-Granger cointegration test and an error correction model.

We looked for a similar relationship in the Brazilian case, using a procedure recently proposed by Pesaran, Shin and Smith (2001), also based on an error correction specification.

There is some disagreement in the results reported in the current literature in regard to the order of integration of the three variables included in the model. It is common to find opposite conclusions – produced by different tests – concerning the presence of a unit root in the respective time series, both in the international and in the Brazilian literature.

The procedure proposed by Pesaran, Shin and Smith (2001) circumvents this problem, making it possible to test for the existence of a long-term relation (cointegration) among the variables of interest even when it is not known for sure whether the time series involved are $I(0)$ or $I(1)$.

According to this methodology, we may conclude that there is a long-term relation between the unemployment rate, the real oil price and the real interest rate, if an F test rejects the null hypothesis that the coefficients c_0 , c_1 and c_2 in the following error correction model (ECM) are jointly equal to zero:

$$\Delta u_t = a + c_0 u_{t-1} + c_1 r_{t-1} + c_2 \ln(p_o)_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta \ln(p_o)_{t-i}$$

where Δ is the difference operator, 'ln' stands for natural logarithm, u is the unemployment rate, r the real interest rate and p_o the real oil price.

Pesaran, Shin and Smith (2001) present estimates of the critical values of this F statistic when all the regressors are $I(0)$ as well as when all are $I(1)$. If the estimated value of F in the ECM is larger than both critical values at the conventional significance levels, then the null hypothesis – of absence of a long-term relation among the levels of the variables under analysis – is rejected.

The ECM, as shown by Spanos (1986), may be seen as a specific restriction of a more general auto regressive distributed lag model (ARDL model). Therefore, following Pesaran, Shin and Smith (1996) and Pesaran and Shin (1999), after settling the question of cointegration, we used an ARDL model to obtain estimates of the long-run coefficients relating the real price of oil and the real interest rate to the unemployment rate.

This task was performed by using the Microfit® software (Pesaran and Pesaran, 1997), which permits the use of different criteria in order to choose among the many alternative lag structure specifications of such models. This means that, in estimating the ARDL model, instead of imposing the same lag structure on all RHS variables, as we did when testing for cointegration, we allowed those lag structures to differ, using, say, the Akaike Information Criterion to determine the most suitable specification of the model.¹

4 Data and results

The unemployment measure we used was the rate of 'open unemployment', estimated in the Monthly Employment Survey (PME) conducted by the *Instituto Brasileiro de Geo-*

1 For a detailed description of this testing strategy (tests for cointegration plus estimation of an ARDL model), see Pesaran and Pesaran (1997).

grafia e Estatística (IBGE) in the six main metropolitan areas of the country, with a 30-day period of reference. This was the only series that was seasonally adjusted.

The real rate of interest was provided by the monthly rate of interest known as ‘*over/selic*’, deflated by IBGE’s National Consumer Price Index (INPC).

Finally, as a proxy for the real price of oil, we used the price index of imported fuel estimated by the *Fundação Centro de Comércio Exterior* (FUNCEX). This series was adjusted for inflation using the US GDP implicit deflator.

All the above series are quarterly averages of monthly data. They cover the 1982.3/2000.4 period and were taken from the IPEADATA database (www.ipeadata.gov.br). Since in the tests performed we used first differences and lagged values of the variables, five observations were “lost”, reducing the sample period to 1983.4/2000.4. Descriptive statistics of the series that entered the exercises are presented in Table 1.²

Table 1
Descriptive Statistics
Quarterly data: 1983:4 – 2000:4

Variables	Mean	Standard Deviation	Coefficient of Variation	Correlation with unemployment
Unemployment (%)	5.8245	1.5760	0.2706	1.0000
Oil price index (mean 1996 =100)	105.54	32.76	0.3104	0.4318
Real Interest rate (%)	1.0452	1.8507	1.7707	0.2294

Sources: see text.

A dummy variable was included in the equation to control for the change in the long-run unemployment rate in Brazil after 1998. We gave this dummy variable a value of “zero” from the beginning of the sample period up to the fourth quarter of 1997, and a value of “one” from the first quarter of 1998 onwards.

The test equation was estimated for values of n , the number of lags taken in the three first-difference variables on the RHS of the equation, ranging from one to four.

² Data files available from the authors upon request.

The preferred specification of the lag structure, according to the Akaike Information Criterion, was that corresponding to $n = 4$ (see Table 2). In this case, the value of the F -statistic, used to test the hypothesis that the coefficients c_0 , c_1 and c_2 are jointly equal to zero, was 6.03. This value of F exceeds the critical values for the 2.5% level of significance, presented by Pesaran, Shin and Smith (2001), when the variables are $I(0)$ as well as when they are $I(1)$.

Table 2
Cointegration Tests

Value of n	F -statistic	Akaike criterion
1	4.3234	1.3507
2	3.2048	1.3781
3	4.9188	1.3206
4	6.0308	1.3023
Critical values		
5.0% level: for all variables $I(0)$, $F = 3.79$; for all variables $I(1)$, $F = 4.85$.		
2.5% level: for all variables $I(0)$, $F = 4.41$; for all variables $I(1)$, $F = 5.52$.		

Based on these tests, therefore, it is not possible to reject the existence of a long-run relationship (cointegration) between the levels of the unemployment rate, the real interest rate and the real price of oil in Brazil.

Having established the existence of cointegration between the variables in our model, we then proceeded to estimate the ARDL model.

When the Akaike Information Criterion was used, the lag structure chosen to explain the rate of unemployment was $ARDL(4,4,0)$, *i.e.* the set of explanatory variables included four lagged values of the dependent variable, plus the contemporaneous and four lagged values of the real rate of interest and only the contemporaneous natural logarithm of the real oil price.

The value of the error correction coefficient obtained in this case was -0.251 , suggesting that only 25% of the total value of the previous quarter's deviation from the long-run relation tends to be corrected in the current quarter. This coefficient is statistically significant at the 1% level, which, again, confirms the existence of cointegration among the variables that entered the ARDL model (see Table 3).

Table 3
ARDL Model Estimates

ARDL(4,4,0) (Akaike Information Criterion)		
Variables	Sum of Coefficients	Long-run coefficients
	0.74932	-
u_{t-i}	0.10815	0.43140 (1.9814) [0.026]
r_{t-i}	0.00413	0.01647 (2.2568) [0.014]
$\ln(p_o)_{t-i}$		
Error correction term	-0.25069 (-3.5698) [0.001]	
Diagnostic tests	R ² = 0.92568 AIC = -45.0278 LM(4) = 1.1916 [0.325] RESET = 0.2262 [0.636] Heterocedast. = 0.0274 [0.869]	

Note: Figures in parentheses are *t*-statistics; figures in brackets are *p*-values.

In order to investigate the adequacy of the estimated empirical model, we used a Lagrange multiplier test of residual serial correlation and found that the null of absence of fourth order autocorrelation was not rejected at the usual significance levels. In the same way, a Ramsey's RESET test showed that the functional form of our model is correct. Finally, the results of a White test allowed us to reject the hypothesis of heteroscedastic residuals.

The long-run coefficients associated with the real interest rate and the real oil price, presented in Table 3, are statistically significant at the 5% level. These estimates suggest that:

- a. By increasing the monthly rate of interest by 232 base points, the unemployment rate suffers an (absolute) increase of 1 percentage point.

- b. Doubling the real price of imported fuels leads to an absolute increase of 1.6 percentage points in the unemployment rate.

5 Conclusions

Following Carruth *et al.* (1998), we investigated in this paper the possible existence in Brazil of a long-run relation between the rate of unemployment, on one hand, and the real price of oil plus the real interest rate, on the other, adopting the estimation procedure proposed by Pesaran, Shin and Smith (2001) to test for co-integration among the levels of those variables.

Using quarterly data for the period 1983.4/2000.4, we rejected the null hypothesis of absence of cointegration. After this, we estimated several ARDL models with different lag structures, using the Akaike Information Criterion to choose the best specification. Our results showed that the price of oil and the real interest rate are significantly related to the Brazilian unemployment rate. More specifically, the doubling of oil prices is related to an absolute increase of 1.6 percentage points in the unemployment rate.

The short-run dynamics were studied by estimating an error correction model and the corresponding error correction coefficient. The latter suggests that about 25% of the total value of the previous quarter's deviation from the long-run relation tends to be corrected in the current quarter.

References

- Caporale, G.; Gil-Alana, L. Unemployment and input prices: a fractional cointegration approach. *Applied Economics Letters* 9, p. 347-351, 2002.
- Carruth, A.; Hooker, M. Oswald, A. Unemployment equilibria and input prices: theory and evidence from the United States. *The Review of Economics and Statistics* 80, p. 621-628, 1998.
- Hamilton, J. *What is an oil shock?* Disponível em: (<http://econ.ucsd.edu/~jhamilto/>). 2001.
- Hooker, M. What happened to the oil price-macroeconomy relationship? *Journal of Monetary Economics* 38, p. 195-213, 1996.

- Pesaran, M.; Pesaran, B. *Working with Microfit 4.0: interactive econometric analysis*. Oxford University Press, 1997.
- Pesaran, M.; Shin, Y.; Smith, R. J. Testing for the existence of a long-run relationship. *DAE Working Paper* n. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge, 1996.
- _____. Bound testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16, p. 289-326, 2001.
- Pesaran, M.; Shin, Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: Strom, S. (ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century*. Cambridge University Press, 1999, Chapter 11.
- Shapiro, C.; Stiglitz, J. Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review* 74, p. 433-444, 1984.
- Spanos, A. *Statistical foundations of econometric modelling*. Cambridge University Press, 1986.



Avaliação dos salários dos professores da rede pública de ensino fundamental em tempos de FUNDEF*

Francisco Anuatti Neto[§]
Reynaldo Fernandes[§]
Elaine Toldo Pazello[§]

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar o impacto do FUNDEF sobre os salários dos professores da rede pública de ensino fundamental. Para isso, compara-se a variação dos salários desses professores antes e depois do FUNDEF, com a variação salarial de outros grupos de trabalhadores (professores das escolas privadas, empregados do setor privado e funcionários públicos). Os resultados apontam um impacto médio positivo sobre os salários dos professores da rede pública de ensino fundamental. Este impacto é diferenciado por regiões e redes de ensino, sendo maior para os professores das redes municipais da região Nordeste (entre 26,13% e 51,62%) e menor para os professores da rede estadual da região Sul (entre -10,78% e 0,8%). De modo geral, a implementação do FUNDEF tendeu a beneficiar mais os professores da rede municipal do que os da rede estadual; os professores das regiões mais pobres do que os das mais ricas; e os professores das menores cidades do que os dos grandes centros urbanos, funcionando como um mecanismo de redução da desigualdade de rendimentos entre os professores da rede pública de ensino fundamental.

Palavras-chave: FUNDEF, diferencial de salário, professores.

ABSTRACT

This article aims to evaluate the impact of FUNDEF on elementary public school teachers' wages. To evaluate the effects of FUNDEF implementation on wages we compare wage differentials of elementary public school teachers with wage differentials of three control groups: private school teachers, private sector employees and civil servants. Results indicate average positive impacts on elementary public school teachers' wages. Impacts vary among regions and depend if the school is under municipal or state government. For northeast municipal schools wages increases from 26% to 51,62%, on the other hand, for south state schools wages may show decrease of 10,78% up to an increase of 0,8%. In general, FUNDEF seems to benefit poorer regions, smaller cities and seems to work as a way to reduce wage inequality among elementary public school teachers.

Key words: FUNDEF, wage differential, teachers.

JEL classification: I28, J31.

* Este estudo foi inicialmente desenvolvido no âmbito do projeto "Pesquisa de Avaliação das Mudanças Qualitativas no Ensino Fundamental Resultantes de Recursos Oriundos do Fundef" – FIPE, contratado pelo FNDE – Ministério da Educação. A opinião aqui expressa é de total responsabilidade dos autores. Os autores agradecem os comentários feitos pelo Prof. José Affonso Mazzon, e a Paulo Esteban Natenzon e Sabrina Provedel pela assistência dada a esta pesquisa.

§ Do Departamento de Economia da FEA-RP, USP.

Recebido em junho de 2003. Aceito em fevereiro de 2004.

I Introdução

Este estudo busca avaliar o impacto do FUNDEF (Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério) sobre os salários dos professores do ensino fundamental. A estratégia adotada consiste em comparar a variação salarial dos professores das redes municipal e estadual de ensino fundamental (beneficiários em potencial do FUNDEF) com a variação salarial de outros grupos de trabalhadores. A variação salarial é computada para o período de 1997 e 1999 – ano imediatamente anterior e imediatamente posterior à implementação do FUNDEF.

O aumento salarial dos professores, especialmente em regiões mais pobres, constitui-se em um dos principais objetivos do FUNDEF. Na realidade, o objetivo maior do FUNDEF é a melhoria na qualidade do ensino público fundamental. A hipótese implicitamente assumida é que a qualidade é positivamente associada à remuneração dos professores. Vale dizer, no entanto, que esta relação positiva entre os salários dos professores e a qualidade do ensino ainda é uma questão aberta na literatura.¹

Uma avaliação do impacto do FUNDEF sobre os salários dos professores já foi realizada pelo próprio Ministério da Educação. (MEC, 2001). Num período no qual a inflação foi de 12% (Dezembro de 1997 a Junho de 2000), essa avaliação aponta para um crescimento salarial de 25% para os professores da rede estadual e de 33% para os da rede municipal. Nessa avaliação, o ganho real de salários, estimado para o período, foi diretamente associado ao FUNDEF. A hipótese implícita em tal conclusão é que a variação real de salários dos professores seria zero na ausência do fundo. Nenhum grupo de comparação foi utilizado.

Em outro artigo, Barros *et alii* (2001) analisam o mercado de trabalho dos professores da rede pública de ensino, e concluem, dentre outros resultados, que no período entre os anos de 1995 e 1999 a remuneração relativa dos professores públicos do ensino fundamental melhorou significativamente em relação ao conjunto de trabalhadores no setor privado: 8% em relação aos professores da rede privada e 22% relativamente aos demais empregados nesse setor. Um outro resultado do artigo é que o salário da rede municipal vem se aproximando do salário da rede estadual. As comparações acima são feitas com base em um professor modal: mulher, branca, 30 anos, 11 anos de estudo, vive na região Sudeste e num município de grande porte. Ao adotar esse perfil modal, o estudo passa a

1 De um lado, estão estudos como os de Hanushek (1986, 1989), que mostram que não existe uma relação sistemática ou consistente, pelo menos para os Estados Unidos, entre o desempenho escolar e os recursos escolares; e, de outro, trabalhos como os de Card e Krueger (1992a, 1992b), que encontram que turmas reduzidas e maiores salários dos professores aumentam o prêmio de salário de um ano adicional de estudo, já na idade adulta.

ter pouca relevância para a avaliação do FUNDEF,² pois é exatamente nos estados mais pobres e nas pequenas cidades que se espera um impacto mais importante do fundo.

Neste artigo procura-se ampliar o conhecimento dos possíveis impactos do FUNDEF sobre a remuneração dos professores da rede pública de ensino fundamental. A avaliação é realizada segundo grandes regiões, tamanho da cidade e tipo de rede (municipal ou estadual). O artigo está dividido em cinco seções, além desta introdução. A segunda seção realiza uma breve apresentação do FUNDEF. A seção três descreve os dados do artigo. A seção quatro discute a metodologia empregada. A quinta seção mostra os resultados encontrados. E, por fim, a sexta seção tece os comentários finais.

II O FUNDEF

A partir da Constituição Federal de 1988, estados, Distrito Federal e municípios, por um lado, e União, por outro, passaram a ser obrigados a vincular uma parcela de suas receitas de impostos e transferências (25% e 18%, respectivamente) na manutenção e desenvolvimento do ensino público. A distribuição dos recursos vinculados à educação deveria priorizar o atendimento das necessidades do ensino obrigatório (ensino fundamental).

Com esta nova legislação, o montante de recursos orçamentários destinado à educação provavelmente tenha aumentado. Entretanto, a heterogeneidade entre as escolas públicas permaneceu elevada, a depender da capacidade de arrecadação e do tamanho da rede da esfera de governo à qual pertenciam. Além disso, não foram estabelecidos mecanismos reguladores capazes de assegurar a efetiva aplicação de tais recursos para as atividades de ensino. Assim, mesmo considerando a existência de vinculação constitucional, não se sabia ao certo o quanto de recursos o setor público realmente aplicava no ensino fundamental e nem a eficiência com que tais gastos eram realizados.³

O FUNDEF tem por objetivo promover uma mudança na estrutura de distribuição dos recursos do ensino fundamental. A partir da data de sua implementação,⁴ e por um período de dez anos, os municípios e estados ficaram obrigados a gastar 60% dos seus recursos destinados à educação (ou seja, 15% da receita resultante de impostos e

2 O que, aliás, não é a preocupação dos autores.

3 Por exemplo, municípios ricos e/ou com uma pequena rede de ensino municipal acabavam por utilizar os recursos vinculados à educação para itens não prioritários e/ou não diretamente ligados à educação: construção de ginásios de esporte, pavimentação de ruas etc. Ver, a este respeito, MEC (2001) e Castro (1998).

4 O FUNDEF foi implantado nacionalmente no dia 1º de janeiro de 1998.

transferências) exclusivamente com a manutenção e desenvolvimento do ensino fundamental. Mas agora, diferentemente de antes, estes recursos irão inicialmente para um fundo criado no âmbito de cada um dos estados e Distrito Federal. Só depois da contribuição de todos, a distribuição dos recursos é realizada entre o estado e seus municípios, proporcionalmente ao número de alunos matriculados nas respectivas redes de ensino fundamental.

Do total de recursos recebidos do fundo, 60%, no mínimo, devem ser utilizados para pagamentos de salário de professores do magistério. Além disso, existe um valor mínimo nacional de gasto por aluno, a ser fixado pela União, que deve ser atendido no âmbito de cada estado. Quando este valor mínimo não é atingido, a União se responsabiliza pela complementação dos recursos.

Desta forma, o FUNDEF promove três formas de transferências de recursos: a) da União para os estados mais pobres; b) entre as esferas de governo (municipal e estadual); e c) entre os municípios. No item (b), em geral, os governos estaduais tendem a ter recebimentos líquidos positivos em estados onde as redes municipais são pequenas e negativos onde as redes municipais são dominantes. Por outro lado, no item (c) as transferências tendem a ser dos municípios mais ricos para os mais pobres.⁵

Embora o FUNDEF tenha objetivos múltiplos, este trabalho avaliará apenas seu impacto sobre o salário dos professores. Note que, desconsiderando as transferências da União, os ganhos de recursos de uma rede de ensino (municipal ou estadual) ocorrem à custa de outras. Assim, não há por que esperar que o FUNDEF venha gerar ganhos de salários para todos os professores da rede pública de ensino fundamental, embora a exigência de que 60% dos recursos do fundo sejam aplicados em salários possa ser um elemento que venha contribuir nesse sentido. É possível que professores pertencentes às redes perdedoras de recursos, e que já gastavam a maior parte dos recursos vinculados à educação com salários, sofram perdas (absolutas ou relativas) com a implementação do FUNDEF.

III Análise descritiva

Os procedimentos empíricos do artigo foram realizados a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Esta pesquisa abrange todas as regiões do País, com

5 Entretanto, isso nem sempre é verdade. Primeiro, é importante distinguir entre recursos gastos em educação no município e recursos gastos em educação pelo governo municipal. Note que um município pobre, com uma rede municipal muito pequena, tenderia a perder recursos caso localizado em estados onde o governo estadual é um perdedor líquido de recursos. Isto porque os recursos destinados à educação tenderiam a se reduzir tanto nas escolas municipais como nas estaduais localizadas no município.

exceção da área rural da região Norte. São entrevistados, anualmente, cerca de 360.000 indivíduos, o que corresponde a aproximadamente 115.000 domicílios. Nesta base existem dados detalhados acerca das características do trabalho principal de todos os indivíduos nas famílias, como, por exemplo, salário, horas trabalhadas, tipo de ocupação,⁶ setor de atividade (público ou privada), esfera do governo (no caso do indivíduo trabalhar no setor público), número de meses que o trabalhador está no emprego etc. Além disso, dispõe de informações acerca das características pessoais do indivíduo: gênero, idade, escolaridade etc. Esse estudo trabalha apenas com a área urbana do Brasil em razão das especificidades das escolas localizadas na área rural.

A estratégia utilizada neste artigo para avaliar o FUNDEF consiste em comparar a variação salarial dos professores da rede pública de ensino fundamental com a variação salarial de outros grupos de trabalhadores, entre os anos de 1997 e 1999. A metodologia empregada para o cálculo destes diferenciais é apresentada na seção seguinte. Mas antes disso é interessante observar o comportamento dos salários relativos dos professores da rede pública de ensino fundamental ao longo da década. Este exercício permitirá uma primeira avaliação dos efeitos do fundo sobre os salários desses professores. Nos gráficos a seguir apresenta-se a evolução dos salários relativos dos professores da rede pública do ensino fundamental ao longo da década de 90. Os grupos de comparação utilizados são: empregados do setor privado, funcionários públicos (exclusive professores) e professores da rede privada de ensino fundamental.⁷

Quando o grupo de comparação é o dos empregados do setor privado (Gráficos 1 e 2), os salários-hora relativos dos professores do ensino fundamental são quase sempre superiores, sendo que este diferencial aumenta entre 1998 e 1999, uma possível evidência dos efeitos positivos do FUNDEF. Para os professores de 1ª a 4ª existe uma diferença de nível de salário-hora entre as redes públicas de ensino (estadual e municipal), o que não ocorre no caso dos professores de 5ª a 8ª. Para o primeiro grupo, o salário-hora relativo observado na rede estadual é superior ao verificado na rede municipal. Uma possível explicação para tal fato é que a rede municipal de 1ª a 4ª série é super-representada por pequenos municípios, os quais tendem a pagar menores salários.⁸

6 No caso do indivíduo ser professor, é possível saber em quais séries ele ensina, ou seja, se é professor de 1ª a 4ª série, de 5ª a 8ª ou se é professor do ensino médio.

7 As razões que explicam a escolha por estes grupos serão discutidas na próxima seção.

8 Ver Tabela A1, no apêndice. Esta tabela apresenta a distribuição regional dos professores do ensino fundamental. Os dados são apresentados separadamente para professores de 1ª a 4ª e de 5ª a 8ª.

Gráfico 1
Salário-hora dos Professores de 1ª a 4ª Série
vis-à-vis aos Empregados do Setor Privado

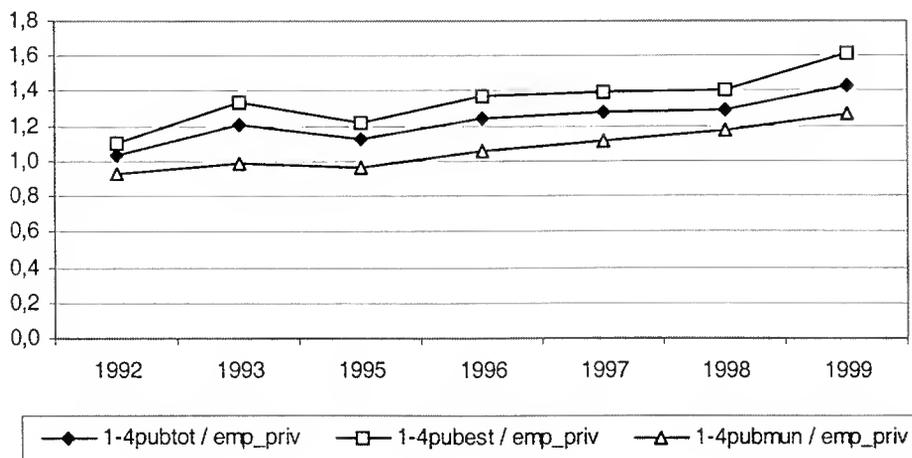
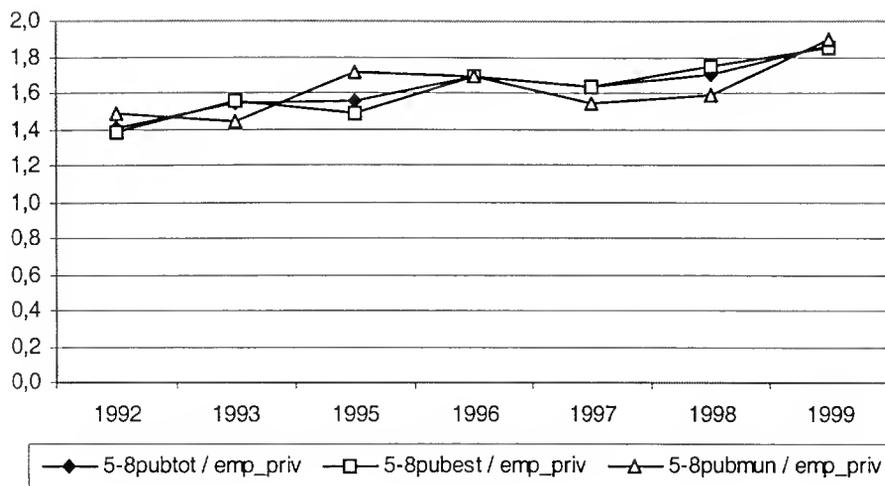


Gráfico 2
Salário-hora dos Professores de 5ª a 8ª Série
vis-à-vis aos Empregados do Setor Privado



Nos Gráficos 3 e 4, o grupo de comparação é o de funcionários públicos, exclusive professores. Neste caso, o denominador na razão salarial é diferente em se tratando dos professores da rede municipal ou da estadual: para os professores da rede municipal utiliza-se como grupo de comparação os funcionários públicos municipais e para os da rede estadual utiliza-se como grupo de comparação os funcionários públicos estaduais. É por esta razão que agora os salários relativos dos professores municipais são maiores do que dos professores estaduais. As análises, neste caso, para os professores de 1ª a 4ª (Gráfico 3) e de 5ª a 8ª (Gráfico 4) são bastante parecidas. Para os professores da rede municipal, o salário-hora relativo diminui em relação aos dos funcionários públicos em meados da década, mas volta a crescer a partir de 1998, indicando, mais uma vez, uma evidência favorável aos efeitos do FUNDEF sobre os salários dos professores. Por outro lado, para os professores da rede estadual, a razão entre o salário-hora destes e o do funcionalismo estadual, sempre menor que um, não apresenta grandes flutuações ao longo da década.

Gráfico 3

Salário-hora dos Professores de 1ª a 4ª Série *vis-à-vis* aos Funcionários Públicos

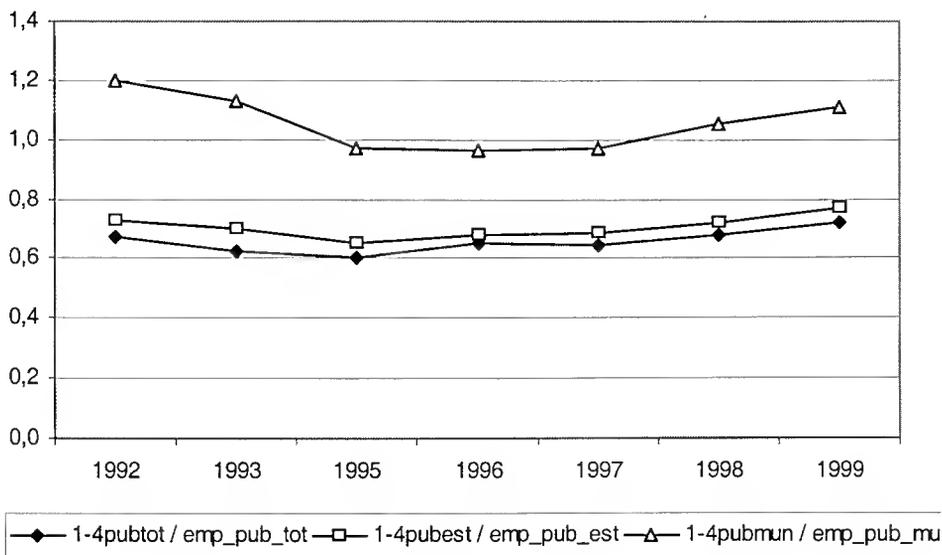
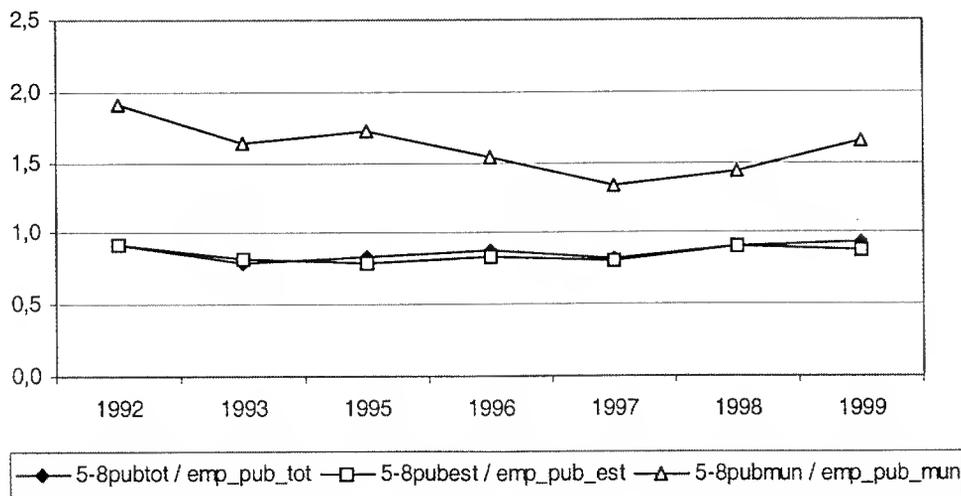


Gráfico 4
Salário-hora dos Professores de 5ª a 8ª Série *vis-à-vis* aos Funcionários Públicos



Por fim, comparativamente aos professores da rede privada (Gráficos 5 e 6), apenas os professores estaduais de 1ª a 4ª ganham mais por hora trabalhada. A relação para ambos os grupos (1ª a 4ª e 5ª a 8ª) permanece relativamente constante ao longo da década, até 1997. Entre 1998 e 1999, há um aumento no salário-hora relativo dos professores de 1ª a 4ª série, nas duas redes (municipal e estadual). Para os professores de 5ª a 8ª, este aumento só se verifica para os professores da rede municipal.

Gráfico 5
Salário-hora dos Professores de 1ª a 4ª Série *vis-à-vis* aos Professores da Rede Privada

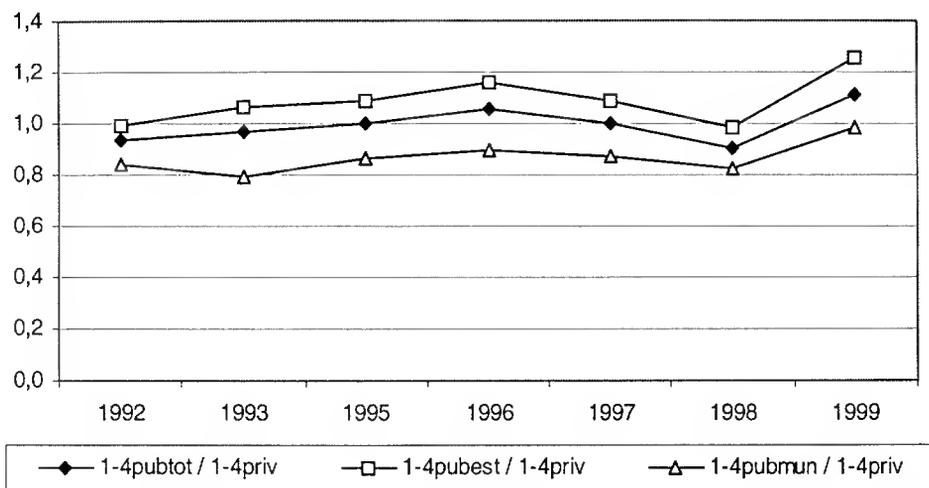
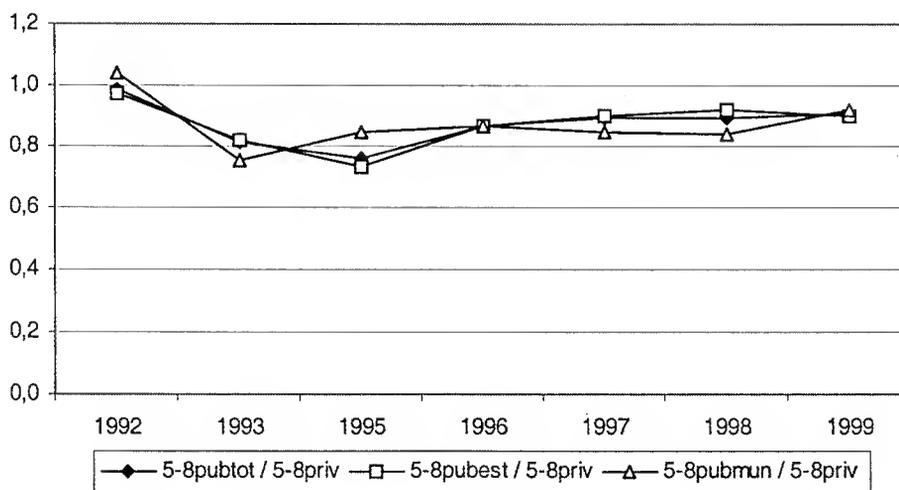


Gráfico 6
Salário-hora dos Professores de 5^a a 8^a Série
vis-à-vis aos Professores da Rede Privada



A análise descritiva realizada nesta seção mostrou evidências de um possível impacto positivo do FUNDEF sobre os salários dos professores da rede pública de ensino fundamental. Em quase todos os gráficos percebeu-se um aumento da razão salarial, entre os anos de 1998 e 1999, dos professores da rede pública ante os outros grupos de trabalhadores. As exceções ficaram por conta dos professores de 5^a a 8^a série da rede estadual, para os quais o salário relativo, ante os funcionários públicos e professores da rede privada, permaneceu constante entre os respectivos anos de interesse. No entanto, esta variação ‘bruta’ do salário relativo pode estar captando fatores outros que afetam o salário, que não o FUNDEF. A seção seguinte apresenta a metodologia empregada na tentativa de se isolar apenas a variação dos salários dos professores públicos que é devida ao FUNDEF.

IV Metodologia

Como antes colocado, o objetivo desse artigo é avaliar o impacto do FUNDEF sobre o salário dos professores da rede pública de ensino fundamental. A pergunta a ser respondida é quanto da variação salarial observada para os professores se deveu ao FUNDEF. Vale lembrar que o FUNDEF foi uma intervenção na rede pública de ensino e, desta forma, tinha por objetivo melhorar os salários dos professores da rede pública. Assim, a

comparação contrafactual de interesse é entre a variação salarial dos professores em duas situações distintas: no caso do FUNDEF estar presente e no caso de este não estar presente. O problema é que não é possível observar, para o mesmo indivíduo, as duas situações simultaneamente: ou seu salário foi ou não foi afetado pelo FUNDEF. A estratégia, portanto, é eleger um grupo de comparação que represente a variação de salário dos professores da rede pública, no período do FUNDEF, caso o mesmo não tivesse existido.

Seja dY_{1i} a variação do salário do professor i , entre o período imediatamente posterior e imediatamente anterior ao FUNDEF, e dY_{0i} a variação que seria observada caso o fundo não tivesse existido. Assim, o efeito do FUNDEF sobre o professor i é $\pi_i = dY_{1i} - dY_{0i}$ e o impacto médio do FUNDEF sobre os professores é $\Pi = E[dY_{1i} - dY_{0i} | D_i = 1]$, onde $D_i = 1$ se o indivíduo i é um professor da rede pública de ensino fundamental e, portanto, teve seu salário afetado pelo FUNDEF, e $D_i = 0$, caso contrário. Entretanto, como não é possível verificar os professores nas duas situações, a estratégia usual consiste em escolher um grupo de comparação e, assim, estimar:

$$E[dY_{1i} | D_i = 1] - E[dY_{0i} | D_i = 0] = \Pi + \{E[dY_{0i} | D_i = 1] - E[dY_{0i} | D_i = 0]\} \quad (1)$$

O termo $E[dY_{0i} | D_i = 0]$ representa a variação média de salário do grupo de comparação, ou seja, do grupo para o qual o FUNDEF não esteve presente. Desta forma, o último termo do lado direito de (1) é uma medida do viés existente pelo fato de a variação de salário dos indivíduos do grupo de comparação não corresponder à variação de salário que os professores da rede pública de ensino fundamental teriam caso não existisse o FUNDEF. De outro modo, para identificar Π por meio de um grupo de controle seria necessário garantir que $E[dY_{0i} | D_i = 1] - E[dY_{0i} | D_i = 0] = 0$. Assim, a questão-chave nesta metodologia é a escolha do grupo de comparação, que pode ser um grupo existente ou “construído”.

Na verdade, esta metodologia já foi, de certa forma, empregada na seção anterior, onde foram utilizados três grupos de comparação: professores da rede privada, empregados do setor privado e demais funcionários públicos. O grupo de comparação ideal seria um cuja dinâmica salarial fosse similar à dos professores da rede pública de ensino fundamental, mas que não tivesse sido afetado pelo FUNDEF. No entanto, é questionável que tais condições estejam atendidas para os grupos de comparação acima.⁹ No caso dos professores da rede privada – que, em princípio, seria um grupo similar ao dos professores da rede pública –, pode-se questionar a hipótese de que a dinâmica de seus salários

⁹ Veja a Tabela A2 no apêndice. Como é possível observar, os atributos produtivos dos indivíduos nos diversos grupos são bastante distintos.

não tenha sido afetada pelo FUNDEF. Isto porque alterações nas condições de trabalho dos professores públicos devem afetar o mercado privado de professores. No caso do grupo composto por todos os empregados do setor privado, a hipótese de que a dinâmica de salários é independente do FUNDEF é razoável. O problema aqui é que as características dos grupos, no que se refere ao comportamento temporal dos salários, podem ser muito divergentes. O grupo dos funcionários públicos, exclusive professores, seria o caso intermediário. Embora a dinâmica salarial deste grupo, quando comparada a do setor privado, seja mais parecida com a dos professores da rede pública de ensino, a hipótese de que a dinâmica salarial deste grupo não tenha sido afetada pelo FUNDEF é mais questionável.

Conquanto estes grupos de comparação não sejam perfeitos, eles serviram de base para a ‘construção’ dos grupos de controle utilizados neste trabalho. A idéia foi avaliar a dinâmica salarial dos professores, no caso de os mesmos estarem empregados em cada um destes setores. Existem três fontes possíveis para a variação da razão salarial entre o grupo de interesse e o grupo de comparação: i) mudanças na distribuição dos atributos produtivos entre os grupos; ii) mudanças nos preços relativos dos atributos; e iii) mudanças nos preços relativos dos mesmos atributos entre os diversos setores. O procedimento aqui adotado busca controlar os dois primeiros elementos. As mudanças na terceira fonte são identificadas como efeito FUNDEF. Mais formalmente tem-se:

$$y = \beta X + \varepsilon \quad (2)$$

uma relação entre o logaritmo do salário-hora y e vários atributos X (idade, escolaridade etc.) que influenciam a produtividade do trabalhador. Os coeficientes β , nesta equação, podem ser entendidos como sendo os preços implícitos de cada um dos atributos.

Seguindo este modelo, adotou-se o seguinte procedimento: primeiramente, tais preços foram estimados para os grupos de comparação (empregados do setor privado, funcionários públicos e professores da rede privada); em seguida, imputaram-se aos professores da rede pública do ensino fundamental (grupo de interesse) os rendimentos que teriam caso seus atributos produtivos fossem remunerados com os mesmos preços implícitos dos grupos de comparação.

Assim, tem-se:

$$y_i = \beta_i X_i \quad (i = 0, 1, 2 \text{ e } 3) \quad (3)$$

onde $i = 0$ refere-se ao grupo de tratamento (professores da rede pública de ensino fundamental) e $i = 1, 2$ e 3 referem-se aos grupos de controle: empregados do setor privado, demais funcionários públicos e professores da rede privada, respectivamente. Valorando-se os atributos dos indivíduos do grupo de interesse aos preços dos grupos de controle, obtêm-se:

$$y_{10} = \beta_1 X_0 \quad (4)$$

$$y_{20} = \beta_2 X_0 \quad (5)$$

$$y_{30} = \beta_3 X_0 \quad (6)$$

onde y_{i0} ($i = 1, 2$ e 3) é logaritmo do salário-hora que os professores da rede pública esperariam receber caso fossem empregados no setor i .

As regressões em (3) foram estimadas para 1997 e 1999, anos anterior e posterior ao FUNDEF, respectivamente. Para 1997, o procedimento segue tal como foi descrito anteriormente. Assim, obteve-se: y_0^{97} , y_{10}^{97} , y_{20}^{97} e y_{30}^{97} .

Para 1999, no entanto, os preços implícitos estimados foram imputados aos indivíduos pertencentes ao grupo de interesse observados em 1997. Isto significa que o salário-hora foi estimado para as pessoas de 1997, mas aos preços de 1999. Isto porque, como colocado anteriormente, se as pessoas fossem diferentes, aumentos salariais verificados entre 97 e 99 poderiam estar refletindo mudanças nas características dos professores e não o impacto do FUNDEF. Desta forma:

$$y_0^{99} = \beta_0^{99} X_0^{97} \quad (7)$$

$$y_{10}^{99} = \beta_1^{99} X_0^{97} \quad (8)$$

$$y_{20}^{99} = \beta_2^{99} X_0^{97} \quad (9)$$

$$y_{30}^{99} = \beta_3^{99} X_0^{97} \quad (10)$$

Assim, o diferencial $[y_0^{99} - y_0^{97}]$ foi comparado com os diferenciais estimados para os três grupos de comparação $[y_{10}^{99} - y_{10}^{97}]$, $[y_{20}^{99} - y_{20}^{97}]$ e $[y_{30}^{99} - y_{30}^{97}]$.

O vetor de características X utilizado nas regressões foi formado pelas seguintes variáveis: gênero (*dummy* com valor 1 se o indivíduo era homem); idade (variável contínua); quadrado da idade (variável contínua); anos de estudo (variável contínua); tempo de permanência no emprego (variável contínua medida em meses); quatro *dummies* para as macrorregiões (a referência é a macrorregião Sudeste); e duas *dummies* para “porte” dos municípios (a referência é o grupo dos municípios não metropolitanos e não auto-representativos).¹⁰

Em suma, o procedimento utilizado combina duas abordagens: diferenças em diferenças e microssimulações.¹¹ O uso de diferenças em diferenças é indicado para estimar o efeito de mudanças no ambiente ou na política econômica. De um modo geral, o grupo de comparação é um grupo existente.¹² No presente estudo, o grupo de comparação foi construído com base em técnicas de microssimulação. Isto foi feito buscando garantir a similaridade de características entre o grupo de tratamento e de controle.

V Resultados

V.1 Brasil

A Tabela 1, a seguir, apresenta os resultados para os professores de 1ª a 4ª série, para o Brasil (lembrando que o estudo é limitado à área urbana do País). Como pode ser observado, o aumento salarial obtido pelos professores da rede pública municipal, entre os anos de 1997 e 1999, foi muito superior ao que eles teriam obtido se estivessem empregados em qualquer outra das ocupações (em torno de 30%). Para os professores da rede estadual, o aumento salarial foi relativamente inferior (16%) ao dos professores municipais, embora seja superior ao que esses professores teriam obtido nas outras ocupações. Como já mencionado, a concentração dos professores de 1ª a 4ª da rede municipal nos municípios pequenos e mais pobres pode estar explicando os resultados.

10 A PNAD classifica os municípios em duas categorias: auto-representativos (probabilidade 1 de pertencer à amostra) e não auto-representativos. Os municípios não auto-representativos são, de modo geral, os menores municípios. Buscando incorporar o porte do município na análise, este estudo classificou os municípios em três categorias: metropolitanos; não metropolitanos e auto-representativos; e não metropolitanos e não auto-representativos.

11 Para uma discussão sobre estratégias de estimação, ver Menezes-Filho (2001).

12 Para um exemplo da utilização deste tipo de abordagem a partir de grupos de comparações existentes, ver Card (1990).

Tabela 1
Salário-Hora dos Professores de 1ª a 4ª Série nas Ocupações Compatíveis – Brasil

Grupos	Municipal				Estadual			
	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)
	1997	1999			1997	1999		
Prof. Rede Pública	9,43	12,25	29,93	569	13,17	15,26	15,92	732
Empr. Setor Privado	9,92	9,91	0,00	49700	12,81	12,83	0,15	49700
Prof. Rede Privada	11,98	12,97	8,30	354	15,43	17,09	10,79	354
Func. Público	9,93	10,50	5,77	4536	15,04	16,15	7,35	5736

Fonte: Base PNAD, 1997 e 1999, IBGE. Elaboração dos autores.

Os aumentos salariais obtidos pelos professores de 5ª a 8ª (Tabela 2) são inferiores aos obtidos pelos professores de 1ª a 4ª. Na rede municipal, o aumento salarial entre 1997 e 1999 foi de 25%, e na rede estadual de 14%. No caso da rede municipal, o ganho salarial obtido foi superior ao que esses professores esperariam obter caso estivessem trabalhando em qualquer outra ocupação; mas, no caso da rede estadual, o ganho esperado de salário teria sido maior caso esses professores lecionassem na rede privada de ensino.

Os resultados encontrados são compatíveis com os dados apresentados pelo MEC (2001).¹³ Segundo este estudo, em média, os governos estaduais estão transferindo recursos para os governos municipais, uma possível explicação para o maior aumento salarial verificado para os professores da rede municipal de ensino. A combinação desta informação com o fato dos professores de 1ª a 4ª da rede municipal serem super-representados nos municípios pequenos e mais pobres poderia, por outro lado, estar explicando o resultado encontrado de um aumento salarial superior para os professores de 1ª a 4ª série quando comparados com os professores de 5ª a 8ª série.

13 Nesse estudo é apresentado um demonstrativo do impacto financeiro do FUNDEF por estados, regiões e esferas de governo, nos anos de 1998, 1999 e 2000 (previsão), bem como a distribuição das matrículas do ensino fundamental entre as esferas de governo. Nesta seção são exploradas as informações sobre o impacto financeiro do FUNDEF relativas ao ano de 1999 e sobre a distribuição das matrículas relativas a 1998, visto que a distribuição dos recursos do fundo em um dado ano é feita segundo o número de matrículas do ano anterior. A Tabela A3, no apêndice, reproduz os dados apresentados nesse estudo do MEC para as macrorregiões e Brasil.

Tabela 2
Salário-Hora dos Professores de 5ª a 8ª Série nas Ocupações Compatíveis – Brasil

Grupos	Municipal				Estadual			
	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)
	1997	1999			1997	1999		
Prof. Rede Pública	13,16	16,44	24,91	196	15,25	17,45	14,41	445
Empr. Setor Privado	13,18	13,16	-0,19	49700	15,31	15,32	0,09	49700
Prof. Rede Privada	16,91	18,89	11,74	136	18,35	21,15	15,30	136
Func. Público	13,45	13,96	3,79	4536	18,38	19,79	7,67	5736

Fonte: Base PNAD, 1997 e 1999, IBGE. Elaboração dos autores.

Um ponto desta análise que merece destaque é a aproximação dos salários dos professores da rede municipal com os salários dos professores da rede estadual. As diferenças salariais entre estas duas redes que eram de 40% e 16%, respectivamente para os professores de 1ª a 4ª e de 5ª a 8ª, passam a ser de 16% e 6%. Este resultado de homogeneização dos salários entre as redes públicas de ensino fundamental também foi verificado no estudo de Barros *et alii* (2001).

V.2 Macrorregiões

Devido ao tamanho limitado da amostra, optou-se, nesta e na próxima subseção, por não separar os professores nos grupos de 1ª a 4ª e 5ª a 8ª. Isto é, trabalha-se com todos os professores do ensino fundamental. Para a diferenciação destes grupos nas regressões de salário¹⁴ utilizou-se uma variável *dummy* que tinha valor 1 se o indivíduo era professor da 1ª a 4ª série. As Tabelas 3, 4, 5 e 6 apresentam os resultados para as macrorregiões.¹⁵

Nas macrorregiões 'Norte e Centro-Oeste' (Tabela 3), o aumento salarial dos professores municipais e estaduais foi muito similar, 26% e 24%, respectivamente. Este aumen-

14 É importante deixar claro que as regressões de salário são estimadas, novamente, separadamente para cada uma das macrorregiões.

15 As macrorregiões Norte e Centro-Oeste foram analisadas conjuntamente, novamente devido a problemas de representatividade amostral.

to é muito superior ao que esses professores esperariam obter caso estivessem empregados em qualquer outra ocupação.

Embora os aumentos salariais sejam bastante próximos nas duas redes, nessas duas regiões o governo estadual está perdendo, em média, recursos para o governo municipal. Isto acontece mesmo sendo a rede estadual, nas duas regiões, a principal responsável pelas matrículas do ensino fundamental.¹⁶ Esta situação, muito provavelmente, decorre da baixa contribuição das esferas municipais destas regiões ao fundo. O Estado do Pará é a grande exceção. O governo estadual, como nas outras regiões, também está perdendo recursos para o governo municipal. Mas, neste caso, a rede municipal é a que predomina. Neste Estado, o valor mínimo de gasto por aluno não foi atendido e houve complemento por parte da União.¹⁷ Nestas regiões, a diferença salarial entre as redes públicas permaneceu significativa: em torno de 40% a favor dos professores estaduais.

Tabela 3
Salário-Hora dos Professores nas Ocupações Compatíveis
Regiões 'Norte e Centro-Oeste'

Grupos	Municipal				Estadual			
	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)
	1997	1999			1997	1999		
Prof. Rede Pública	8,89	11,18	25,73	127	12,42	15,44	24,32	330
Empr. Setor Privado	9,44	8,95	-5,23	8196	11,50	10,82	-5,91	8196
Prof. Rede Privada	12,82	12,87	0,38	83	13,79	15,40	11,63	83
Func. Público	9,01	10,19	13,04	866	15,15	15,92	5,07	1632

Fonte: Base PNAD, 1997 e 1999, IBGE. Elaboração dos autores.

16 O Estado de Roraima é o único caso onde o governo estadual recebe recursos líquidos do fundo. Neste Estado, a rede estadual atende cerca de 95% dos alunos do ensino fundamental. Ver MEC (2001).

17 Sobre os dados de impacto financeiro e distribuição das matrículas em nível dos estados, ver MEC (2001).

Para a região Nordeste (Tabela 4), o quadro é bastante animador para os professores da rede municipal de ensino: obtiveram aumento de mais de 50%. Para os professores da rede estadual, o aumento salarial foi bem menor (19%), inclusive inferior ao que esses professores esperariam obter caso estivessem lecionando na rede privada de ensino. Nesta região, há complementação de recursos da União no âmbito de quase todos os estados, com exceção do Rio Grande do Norte e Sergipe.¹⁸ A transferência de recursos entre as esferas de governo, como esperado, é do estado em direção ao município, coerente com o fato de que 62% dos alunos do ensino fundamental estão matriculados em escolas da rede municipal de ensino.¹⁹ O aumento significativo de salários na rede municipal nesta região fez com que a diferença de salários entre as redes públicas diminuísse em 55%: passou de 67% em 1997, a favor dos professores da rede estadual, para 30% em 1999.

Tabela 4
Salário-Hora dos Professores nas Ocupações Compatíveis – Região Nordeste

Grupos	Municipal			Estadual				
	Salário-hora Médio (R\$)	Variação (%)	Nº de Observ. (1997)	Salário-hora Médio (R\$)	Variação (%)	Nº de Observ. (1997)		
	1997	1999		1997	1999			
Prof. Rede Pública	6,46	9,82	52,00	268	10,76	12,81	19,10	288
Empr. Setor Privado	7,17	7,20	0,38	11098	10,53	10,61	0,77	11098
Prof. Rede Privada	7,94	10,00	25,87	208	11,35	16,06	41,54	208
Func. Público	7,34	8,04	9,44	1359	12,87	14,11	9,62	1559

Fonte: Base PNAD, 1997 e 1999, IBGE. Elaboração dos autores.

Na região Sudeste (Tabela 5), os aumentos salariais obtidos pelos professores nas redes municipal e estadual foram bastante próximos, e embora sejam inferiores ao observado para o Brasil, são superiores aos aumentos estimados para as outras ocupações. Nesta região tem-se, de um lado, os Estados do Espírito Santo e de Minas Gerais, onde as transferências líquidas entre as esferas de governo mostraram-se pouco significativas e, de

¹⁸ Ver MEC (2001).

¹⁹ Ver Tabela A3, no Apêndice.

outro, os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro, onde as transferências líquidas são de-
 veras importante. No Rio de Janeiro a rede é predominantemente municipal: neste Estado,
 da contribuição total feita pelo governo estadual ao fundo, cerca de 50% foi transferida
 para os governos municipais. Por outro lado, no Estado de São Paulo é a rede estadual a
 que predomina: do total de recursos que os governos municipais contribuíram para o fun-
 do, 30% foram transferidos para o governo estadual.²⁰ Estes quadros estaduais bastante
 distintos que caracterizam a macrorregião podem estar explicando o fato de se ter encon-
 trado aumentos salariais bastante próximos entre as redes de ensino. Nesta região, a dife-
 rença salarial entre as redes públicas de ensino fundamental é relativamente pequena ante
 as outras macrorregiões, e permaneceu praticamente constante entre os dois anos.

Tabela 5
Salário-Hora dos Professores nas Ocupações Compatíveis – Região Sudeste

Grupos	Municipal			Estadual			Nº de Observ. (1997)	
	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)		
	1997	1999		1997	1999			
Prof. Rede Pública	15,81	17,58	11,17	212	16,96	19,04	12,30	405
Empr. Setor Privado	15,36	15,77	2,67	20560	16,28	16,88	3,67	20560
Prof. Rede Privada	19,22	18,47	-3,90	139	20,51	20,21	-1,45	139
Func. Público	15,35	15,57	1,42	1538	17,70	19,10	7,90	1759

Fonte: Base PNAD, 1997 e 1999, IBGE. Elaboração dos autores.

Em relação à região Sul (Tabela 6), os resultados obtidos em termos de aumentos sala-
 riais foram bastante distintos nas duas redes. Se, por um lado, na rede municipal os pro-
 fessores tiveram aumentos salariais da ordem de 14%, superior ao que eles esperariam
 obter caso estivessem empregados nas outras ocupações, na rede estadual, por outro lado,
 os professores praticamente não tiveram qualquer aumento salarial no período analisado.
 Nesta região, segundo os dados do MEC (2001), a esfera de governo estadual transferiu

20 Ver MEC (2001).

recursos para a municipal.²¹ Na região supracitada, o governo estadual responde por 56% das matrículas do ensino fundamental.

O aumento salarial verificado para os professores da rede pública municipal na região Sul fez com que os salários das duas redes públicas se tornassem muito próximos: a diferença salarial entre os professores municipais e estaduais, que era de 19% em 1997, passa a ser de apenas 4,5%, novamente a favor dos professores estaduais.

Tabela 6
Salário-Hora dos Professores nas Ocupações Compatíveis – Região Sul

Grupos	Municipal			Estadual			Nº de Observ. (1997)	
	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)		
	1997	1999		1997	1999			
Prof. Rede Pública	14,33	16,36	14,20	150	17,00	17,08	0,52	142
Empr. Setor Privado	14,04	13,90	-0,98	9846	19,57	19,51	-0,28	9846
Prof. Rede Privada	19,86	21,42	7,87	55	26,04	28,99	11,30	55
Func. Público	14,86	14,73	-0,87	773	22,85	25,10	9,85	786

Fonte: Base PNAD, 1997 e 1999, IBGE. Elaboração dos autores.

Em suma, embora se observe que o FUNDEF tenha tido um impacto importante sobre o salário dos professores, ele foi diferenciado entre as macrorregiões e entre as redes de ensino. A aproximação dos salários entre as redes públicas de ensino, que já tinha sido identificada em nível nacional, foi muito significativa nas macrorregiões Nordeste e Sul.

V.3 Agregação por porte do município

Por fim, apresenta-se a análise segundo porte dos municípios. As Tabelas 7, 8 e 9 mostram os resultados para cada uma das agregações trabalhadas.²²

21 O governo estadual transferiu 12% de sua contribuição ao fundo aos governos municipais.

22 Mais uma vez, as regressões de salário são reestimadas, separadamente, para cada uma das agregações.

Tabela 7
Salário-Hora dos Professores nas Ocupações Compatíveis – Região Metropolitana

Grupos	Municipal				Estadual			
	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)
	1997	1999			1997	1999		
Prof. Rede Pública	14,22	16,10	13,20	256	17,05	18,54	8,76	319
Empr. Setor Privado	14,91	14,94	0,23	26443	17,79	17,78	-0,05	26443
Prof. Rede Privada	17,17	17,45	1,62	273	20,69	21,08	1,88	273
Func. Público	14,42	15,13	4,87	1360	21,16	21,93	3,65	2907

Fonte: Base PNAD, 1997 e 1999, IBGE. Elaboração dos autores.

Tabela 8
Salário-Hora dos Professores nas Ocupações Compatíveis
Municípios Auto-Representativos

Grupos	Municipal				Estadual			
	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)
	1997	1999			1997	1999		
Prof. Rede Pública	12,81	15,67	22,37	154	13,97	16,50	18,11	268
Empr. Setor Privado	13,12	12,75	-2,88	11462	14,39	14,02	-2,56	11462
Prof. Rede Privada	14,69	15,91	8,32	125	14,49	17,98	24,09	125
Func. Público	13,47	14,39	6,81	891	16,56	17,86	7,88	1492

Fonte: Base PNAD, 1997 e 1999, IBGE. Elaboração dos autores.

Tabela 9
Salário-Hora dos Professores nas Ocupações Compatíveis
Municípios Não Auto-Representativos

Grupos	Municipal			Estadual				
	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)	Salário-hora Médio (R\$)		Variação (%)	Nº de Observ. (1997)
	1997	1999	1997		1999			
Prof. Rede Pública	7,32	10,62	45,22	347	12,34	14,63	18,54	578
Empr. Setor Privado	6,96	6,98	0,25	11795	10,10	10,15	0,43	11795
Prof. Rede Privada	9,86	11,16	13,17	87	14,92	16,39	9,87	87
Func. Público	7,72	8,24	6,68	2285	13,22	14,28	7,99	1337

Fonte: Base PNAD, 1997 e 1999, IBGE. Elaboração dos autores.

Como pode ser observado nas tabelas acima, nas três agregações o aumento salarial obtido pelos professores municipais mostrou-se superior ao observado para os professores estaduais: 13%, 22% e 45% *vis-à-vis* aos 9%, 18% e 18,5%, respectivamente, nos municípios metropolitanos, auto-representativos e não auto-representativos. Como esperado, a análise por porte dos municípios mostrou que o FUNDEF foi mais importante para os pequenos municípios.

No que tange à questão da homogeneização salarial entre as redes públicas de ensino, observou-se que embora a diferença salarial entre os professores das redes públicas tenha diminuído, as magnitudes destas diferenças salariais são completamente distintas nas três agregações de municípios. A menor diferença relativa de salários entre as redes públicas foi observada para o conjunto dos municípios auto-representativos. Nesses municípios, a diferença salarial entre as redes públicas de ensino era de 9%, em 1997, e caiu para 5%, em 1999, a favor dos professores estaduais. Os municípios da região metropolitana estão na situação intermediária. A diferença salarial entre as redes públicas de ensino em 1997 era de 20% – a favor dos professores estaduais – e caiu em 1999, mas ainda permaneceu relativamente alta (em torno de 15%). Por fim, no caso dos municípios não auto-representativos a diferença relativa de salários entre os professores públicos, que era de quase 70% em 1997, caiu para 38% em 1999 (a favor dos professores da rede estadual).

Novamente, pode-se concluir que o FUNDEF teve um impacto importante, mas diferenciado, entre os municípios de diferentes portes.

VI Comentários finais

O objetivo deste trabalho foi analisar o impacto do FUNDEF sobre os salários dos professores da rede pública de ensino fundamental. A comparação contrafactual de interesse era entre a variação salarial dos professores em duas situações distintas: caso o FUNDEF estivesse presente e caso este não estivesse presente. O problema é que não é possível observar, para o mesmo indivíduo, as duas situações simultaneamente. A estratégia então adotada foi a de eleger um grupo de comparação que representasse a variação de salário dos professores, no período do FUNDEF, caso o mesmo não tivesse existido. Três grupos serviram de base para a ‘construção’ dos grupos de controle utilizados neste trabalho, quais sejam: professores da rede privada de ensino, empregados do setor privado e funcionários públicos não-professores.

Os resultados apontam que, em média, o FUNDEF teve um impacto positivo sobre os salários dos professores da rede pública de ensino fundamental. Entretanto, este impacto é diferenciado segundo esferas de governo, regiões e porte dos municípios. As maiores estimativas do “efeito” FUNDEF foram obtidas para os professores da rede municipal da região Nordeste (entre 26,13% e 51,62%) e as menores para os professores da rede estadual da região Sul (entre -10,78% e 0,8%). De modo geral, o FUNDEF tende a beneficiar mais os professores da rede municipal do que os da rede estadual; os professores das regiões mais pobres do que os das mais ricas; e os professores das menores cidades do que os dos grandes centros urbanos.

Em suma, o FUNDEF parece funcionar como um mecanismo de redução da desigualdade de rendimentos entre os professores da rede pública de ensino fundamental, pois tende a promover melhorias salariais mais significativas para os professores pior remunerados (os da rede municipal de ensino; os das regiões “Norte+Centro-Oeste” e Nordeste; e os dos pequenos municípios).

Evidentemente, a promoção de aumentos dos salários dos professores não deve ser vista como um fim em si mesmo, mas um meio de se conseguir uma melhoria da qualidade do ensino. Assim, seria interessante, em pesquisas futuras, avaliar o impacto destes aumentos salariais sobre o desempenho escolar das crianças da rede pública do ensino fundamental.

Referências bibliográficas

- Barros, R. P., Mendonça, R.; Blanco, M. O mercado de trabalho para professores no Brasil. *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia – ANPEC*, Salvador-BA, 2001.
- Card, D. The impact of the Mariel Boatlift on the Miami labor market. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 43, n. 2, jan. 1990.
- Card, D.; Krueger, A. B. Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 1, p. 1-40, fev. 1992a.
- _____. School quality and black-white relative earnings: a direct assessment. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 1, p. 151-200, fev. 1992b.
- Castro, J. A. *O Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino e Valorização do Magistério (FUNDEF) e seu impacto no financiamento do ensino fundamental*. IPEA, Textos para Discussão nº 604, 1998.
- FIPE. *Pesquisa de avaliação de mudanças qualitativas no ensino fundamental resultantes de recursos oriundos do FUNDEF*. São Paulo, dez. 2001. Mimeografado.
- Hanusheck, E. A. The economics of schooling: production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, v. 24, n. 3, p. 1141-1177, set. 1986.
- _____. The impact of differential expenditures on school performance. *Education Researcher*, v. 18, n. 4, p. 45-51, 1989.
- Menezes-Filho, N. A. Microeconometria. In: Lisboa, M. B.; Menezes-Filho, N. A. (org.), *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Contra-Capa, Rio de Janeiro, 2001.
- Ministério da Educação. *Balanço do FUNDEF 1998-2000*. 2001.

Apêndice

Tabela A1
Distribuição Regional dos Professores das Redes Pública e Privada de Ensino Fundamental – 1999

Intra Regiões	Professores de 1ª a 4ª Série			Professores de 5ª a 8ª Série		
	Municipal	Estadual	Privada	Municipal	Estadual	Privada
Macro-Regiões						
Norte	39,06%	48,02%	12,91%	19,70%	71,42%	8,88%
Nordeste	51,33%	27,46%	21,21%	31,74%	50,00%	18,26%
Sudeste	37,88%	42,00%	20,12%	21,74%	55,92%	22,34%
Sul	52,06%	31,30%	16,64%	25,01%	62,90%	12,09%
Centro-Oeste	31,69%	55,57%	12,74%	12,33%	76,21%	11,47%
Brasil	44,05%	37,02%	18,94%	23,79%	58,23%	17,98%
Porte*						
Metropolitanos	33,84%	35,85%	30,31%	25,04%	49,50%	25,46%
Auto-Representativos	36,98%	38,47%	24,55%	20,77%	55,31%	23,92%
Não Auto-Represent.	52,22%	36,88%	10,90%	24,70%	64,92%	10,38%
Brasil	44,05%	37,02%	18,94%	23,79%	58,23%	17,98%
Entre Regiões	Professores de 1ª a 4ª Série			Professores de 5ª a 8ª Série		
Macrorregiões	Municipal	Estadual	Privada	Municipal	Estadual	Privada
Norte	7,59%	11,10%	5,83%	4,00%	5,92%	2,38%
Nordeste	40,53%	25,80%	38,94%	32,05%	20,63%	24,40%
Sudeste	31,95%	42,16%	39,47%	41,15%	43,25%	55,96%
Sul	15,06%	10,78%	11,20%	18,30%	18,80%	11,70%
Centro-Oeste	4,87%	10,17%	4,56%	4,51%	11,40%	5,56%
Brasil	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%
Porte*						
Metropolitanos	18,67%	23,53%	38,89%	28,93%	23,36%	38,91%
Auto-Representativos	20,44%	25,30%	31,55%	22,27%	24,24%	33,95%
Não Auto-Represent.	60,89%	51,16%	29,55%	48,80%	52,40%	27,13%
Brasil	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

* Sobre a definição de porte utilizada nesta tabela, ver nota de rodapé nº 10.

Fonte: Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios (PNAD) – IBGE – 1999.

Tabela A2
Perfil dos Grupos Analisados: Professores do Ensino Fundamental das
Redes Pública e Privada de Ensino, Empregados do
Setor Privado e Funcionários Públicos – 1999

	Professor 1ª a 4ª série			Professor 5ª a 8ª série			Empr. Setor Privado	Func. Públ. Estadual	Func. Públ. Municipal
	Estadual	Municipal	Privada	Estadual	Municipal	Privada			
Características Individuais									
Homens	6.08%	6.08%	3.35%	17.19%	11.11%	21.94%	68.09%	53.19%	48.59%
Idade*	38 (9)	33 (9)	30 (9)	38 (9)	37 (9)	33 (9)	32 (11)	38 (11)	39 (12)
Escolaridade*	12.33 (2.02)	11.79 (1.94)	11.90 (2.35)	13.89 (1.91)	13.56 (2.27)	13.63 (2.10)	7.67 (3.91)	10.48 (4.06)	7.89 (4.67)
Tempo no emprego (mes)*	139 (94)	95 (82)	62 (68)	138 (94)	121 (86)	73 (70)	51 (65)	132 (98)	93 (84)

Fonte: Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios (PNAD) – IBGE – 1999.

Tabela A3
Impacto Financeiro do FUNDEF (1999) e Distribuição das Matrículas do Ensino Fundamental entre as Redes Públicas de Ensino (1998) – Macrorregiões – R\$ Milhões

Região	Governo Estadual			Diferença B - A	Governo Municipal			Diferença B - A	Matrículas Ensino Fundamental			
	Contribuição anual ao Fundef (A)	Receita Anual do Fundef			Contribuição anual ao Fundef (A)	Receita Anual do Fundef			Estadual (%)	Municipal (%)		
		Principal	Compl. União			Total (B)	Principal				Compl. União	Total (B)
N	820,6	639,2	46,2	685,4	(135,2)	290,1	471,5	70,3	541,8	251,7	52	48
NE	2045,0	1199,0	157,9	1356,9	(688,1)	1083,4	1929,3	305,6	2234,9	1151,5	37,6	62,4
SE	5032,7	4905,3	-	4905,3	(127,4)	2264,2	2391,6	-	2391,6	127,4	64,9	35,1
S	1455,9	1275,6	-	1275,6	(180,3)	806,3	986,7	-	986,7	180,4	56,2	43,8
CO*	568,1	482,8	-	482,8	(85,3)	235,5	320,9	-	320,9	85,3	66,6	33,4
Brasil	9922,3	8501,9	204,1	8706,0	(1216,3)	4679,5	6099,9	375,9	6475,8	1796,3	53,3	46,7

* Excluído o Distrito Federal (não há redistribuição de recursos entre Governos).

Fonte: Os dados desta tabela foram retirados do estudo do MEC (2001). Os Quadros 4 e 13, contidos no apêndice do referido estudo, serviram de base para a elaboração desta tabela síntese.

Melhor idade: evidências sobre a participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro (1994/2000)

Regina Maria de Souza[§]
Ana Flávia Machado[§]

RESUMO

O presente estudo tem por objetivo analisar a inserção do idoso brasileiro, indivíduos com 60 anos ou mais, no mercado de trabalho, no período de 1994 a 2000. A fonte de dados são os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). São estimadas, por intermédio do modelo logístico, as probabilidades de participação na PEA e no setor formal. De maneira geral, os resultados obtidos indicam que, apesar da proporção crescente de idosos na população, a tendência é de declínio na taxa de participação desses indivíduos no mercado de trabalho. Este comportamento torna-se mais claro a partir de 1998, período que coincide com a reforma da previdência, o que demonstra a atitude preventiva dos indivíduos que procuram antecipar a aposentadoria com o intuito de escapar das novas regras. Os principais resultados dos modelos mostram que a probabilidade do idoso participar do mercado de trabalho formal é decrescente ao longo do período analisado, principalmente entre os anos de 1999 e 2000. Os idosos do sexo masculino, os chefes de família e os mais qualificados detêm probabilidades superiores de participarem da PEA.

Palavras-chave: mercado de trabalho, idoso, probabilidades de transição.

ABSTRACT

The present paper aims to analyze the participation of Brazilian old-aged, individuals with 60 years or more, in the labor market, in the period from 1994 to 2000. The database is the microdados of Pesquisa Mensal de Emprego (Employment Monthly Survey of Employment). It is estimate the probabilities of labor force participation in the formal sector and the probabilities of transition to inactivity from different origins. At a general form, the results obtained shows that, although of increasing proportion of old-aged in the population, the drift is of reduction in this individual participation in the labor market. This behavior became more clearly since 1998, period that coincide with Social Security reform, which proof the preventive attitude by the individual that look for anticipate the retirement, trying to escape of the new rules.

Key words: labor market, old-aged, probabilities.

JEL classification: J21, J26.

§ CEDEPLAR/FACE/UFMG.

§ CEDEPLAR/FACE/UFMG. e-mail:afmachad@cedeplar.ufmg.br

Recebido em junho de 2003. Aceito em março de 2004.

1 Introdução

Nos últimos quarenta anos o Brasil ingressou, de forma irreversível, num processo de envelhecimento populacional. A redução nas taxas de fecundidade, iniciada em meados dos anos 60, e o aumento na expectativa de vida são os principais responsáveis por essas transformações demográficas.

A participação das pessoas com mais de 60 anos no total da população brasileira passa de 4% em 1940 para 8% em 1996, e estima-se que esse percentual atinja 15% em 2020. (Camarano, 1999). Quando a ampliação da participação dos idosos na população total ocorre em consequência da queda da fecundidade, tem-se o envelhecimento pela base, hoje comum nos países em desenvolvimento. Quando o responsável é o aumento da longevidade, tem-se o envelhecimento pelo topo, próprio das populações que já atingiram a maturidade demográfica como muitos dos países desenvolvidos.

Se o envelhecimento da população brasileira é uma das principais características da transição demográfica, tem-se, por outro lado, mudanças institucionais processadas ou em curso que afetam a participação do idoso no mercado de trabalho. Em 1998, o Congresso Nacional aprova a Medida Provisória nº 20, conhecida como reforma da previdência, regulamentada, posteriormente, pela Lei 9.876 de 1999. Segundo Silva e Schwarzer (2002), o objetivo da reforma é fortalecer a relação contributiva e, para tanto, inclui no cálculo do benefício aspectos como a evolução demográfica e o montante de contribuição. Pode-se dizer que as principais mudanças introduzidas pela reforma são as alterações na fórmula de cálculo do valor do benefício, que deixa de corresponder à média dos últimos 36 meses e passa a considerar os 80% melhores meses de contribuição, e a introdução do fator previdenciário na apuração do valor das aposentadorias por idade e por tempo de contribuição.¹ Acredita-se que a reforma previdenciária tenha provocado importantes impactos entre os trabalhadores mais velhos, pois muitos desses trabalhadores provavelmente anteciparam sua aposentadoria com o intuito de se desviar das novas regras.

Nesse contexto, o objetivo desse artigo é analisar a inserção do idoso brasileiro no mercado de trabalho entre os anos de 1994 e 2000. Por meio do modelo logístico, procura-se estimar a probabilidade do idoso brasileiro pertencer à população economicamente ativa, e estando ocupado, objetiva-se verificar a probabilidade de pertencer aos setores formal e informal da economia. Além dessa introdução, o trabalho está organizado em

1 O fator previdenciário inclui, na fórmula de cálculo do benefício, a idade do segurado, a expectativa de sobrevivência e o tempo de contribuição.

mais quatro seções. Na seção a seguir, realiza-se uma breve revisão da literatura. Na terceira seção, apresenta-se a base de dados empregada, o modelo teórico e a descrição do comportamento das variáveis selecionadas. Na quarta seção, analisam-se os principais resultados dos modelos e, finalmente, na última seção, são relatadas as principais conclusões do trabalho.

2 Participação dos idosos no mercado de trabalho: breve análise da literatura

Concomitante ao aumento da participação de idosos na população total dos países que passaram pela transição demográfica, tem-se observado declínio da taxa de participação do idoso na força de trabalho e, nos países desenvolvidos, essa redução é excessivamente grande, sendo explicada não só pelo declínio nos rendimentos do trabalho como também pelos programas de aposentadoria, que influenciam na determinação da idade ótima de aposentar.

Vários são os modelos de alocação de tempo que buscam explicar a decisão do indivíduo sobre participar da força de trabalho no ciclo de vida. Lazear (1986), recorrendo a um modelo de ciclo de vida, demonstra que a aposentadoria é um importante fenômeno nas decisões referentes à participação no mercado de trabalho. Kingston (1999) conduz uma investigação teórica, com base no modelo do ciclo de vida, onde procura determinar a data ótima de retirada do mercado de trabalho. Dentre outras pressuposições, o modelo assume um agente com expectativa racional e informação completa. A data da morte é conhecida, e uma vez que o agente se retira do mercado de trabalho, não é mais capaz de retornar.

Primeiramente, o autor deriva uma solução interior para o problema de quando se aposentar, tendo por base uma função utilidade isoelástica e constante. Os resultados do exercício de estática comparativa mostram que a decisão do indivíduo quanto a se retirar mais cedo do mercado de trabalho² está positivamente relacionada à quantidade de ativos que possui e à desutilidade do trabalho e inversamente relacionada encontra-se o salário e a expectativa de vida do trabalhador.

Depois, buscando derivar uma fórmula mais simples, o autor assume uma função de utilidade logarítmica. O modelo prediz que a data ótima da aposentadoria é proporcional

2 Por retirada mais cedo entende-se a saída do mercado de trabalho que ocorre antes do tempo necessário para se aposentar com o benefício integral.

à razão entre os ativos e os salários vigentes à época da retirada, com o fator de proporcionalidade sendo dado pela desutilidade do trabalho.

As evidências empíricas sumariadas a seguir têm por referência esse arcabouço teórico, porém o emprego desse modelo sofre limitações, principalmente a disponibilidade de informações atinentes às variáveis de modelos de alocação de tempo no ciclo de vida.

Na literatura internacional, a extensão dos programas de aposentadoria é apontada como o principal fator de incentivo para que os indivíduos se retirem para a inatividade. Fatores como a saúde, a expectativa de vida, dentre outros, também fazem parte da agenda de estudos.

Gruber e Wise (1998) comparam as evidências apresentadas em 11 *papers* de países industrializados.³ Em todos os países, os autores constatam, por meio de estimativas da função risco, que os programas de aposentadoria contribuem para o declínio da taxa de participação dos idosos no mercado de trabalho. Na idade mínima exigível para o recebimento do benefício⁴ ocorre um salto na taxa de saída da força de trabalho. Ademais, o seguro-desemprego e a pensão saúde, em muitos países, atuam como programas que antecipam a retirada da força de trabalho.

Dahl *et al.* (2000) estudam o padrão de retirada dos trabalhadores noruegueses, com idade entre 56 e 61 anos em 1989, aplicando um modelo logit multinomial sobre os dados do KIRUT (*Cientes into and through the Social Insurance System*). São estimadas as probabilidades de transição para diferentes destinos, entre os anos de 1989 e 1995, tais como saída definitiva para a inatividade, saídas para o desemprego e saídas por auxílio-doença. Segundo os autores, os dois últimos benefícios têm funcionado como uma espécie de pensão para os noruegueses que se retiram cedo da força de trabalho.

Em um trabalho posterior, Dahl *et al.* (2002) utilizam a mesma metodologia e a mesma fonte de dados, contudo exploram melhor as informações oferecidas pela base de dados. No primeiro trabalho, os autores consideram apenas as informações do início e do final do intervalo de tempo. No outro estudo, fazem uso das informações anuais. De maneira geral, os resultados apresentam a mesma tendência do estudo anterior, ou seja, as mulheres possuem menor probabilidade de se retirarem mais cedo do mercado de trabalho comparativamente aos homens.

3 Os 11 países analisados nos respectivos artigos são a Bélgica, Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Espanha, Suécia, Inglaterra e Estados Unidos.

4 Idade mínima exigível corresponde à idade onde os benefícios se tornam disponíveis, embora o trabalhador não receba o benefício integral. Este último se torna disponível na idade considerada normal.

Friedman *et al.* (2001) examinam o comportamento do trabalho e da aposentadoria entre os idosos no Vietnã com base em duas pesquisas, uma realizada na região norte e outra na região sul do país, entre os anos de 1996 e 1997. Por meio de regressões logísticas, os autores estimam a probabilidade do idoso com 60 anos ou mais participar da força de trabalho. Para o contingente que permanece trabalhando, calculam a probabilidade de possuir um trabalho em tempo integral *versus* um trabalho em tempo parcial. Os resultados obtidos mostram que tanto a probabilidade de trabalhar quanto a de possuir um trabalho com jornada integral estão negativamente relacionadas à idade e aos problemas de saúde. As pessoas casadas apresentam probabilidades maiores de estarem trabalhando e de possuírem um trabalho em tempo integral. Os trabalhadores agrícolas detêm maior probabilidade de estarem trabalhando, mas não em tempo integral. Não são encontradas diferenças de sexo entre os coeficientes de homens e mulheres, o que é comum, segundo os autores, entre as economias socialistas.

Hurd *et al.* (2002) analisam os efeitos da probabilidade de sobrevivência sobre a saída dos trabalhadores norte-americanos do mercado de trabalho e sobre os pedidos de benefícios de aposentadoria, com base no modelo do ciclo de vida. Nesse modelo, os indivíduos que possuem uma expectativa de vida longa se retiram mais tarde do mercado de trabalho, comparativamente àqueles que esperam morrer cedo, pois precisam acumular mais riqueza para financiar um período maior de aposentadoria. Mais ainda, esses indivíduos poderão achar vantajoso adiar a aposentadoria por alguns anos para obter incrementos no valor do benefício, que são estimados ser da ordem de 8% ao ano.

Com dados do HRS de 1992, 1994, 1996 e 1998 são estimadas, por meio de modelo probit, as probabilidades do indivíduo se retirar do mercado de trabalho como função da probabilidade de sobrevivência subjetiva, controlada por indicadores socioeconômicos e de saúde. Para os trabalhadores com mais de 62 anos de idade, os resultados confirmam o modelo do ciclo de vida: os que reportam baixa probabilidade de sobrevivência deixam a força de trabalho antes daqueles com moderada ou alta probabilidade de sobrevivência. A decisão de pedir a aposentadoria é analisada com o uso de modelos probit e tobit. De forma geral, os resultados mostram que os idosos que declaram uma probabilidade de sobrevivência igual a zero aos 85 anos estão sujeitos a níveis maiores tanto de retirada quanto de pedidos do benefício. Para as outras taxas de probabilidade de sobrevivência, não encontram um padrão bem definido de comportamento.

Kalemli-Ozcab e Weil (2002), apesar de considerarem a aposentadoria como a explicação mais óbvia para a queda na taxa de participação da força de trabalho dos idosos,

alertam para a existência de outros fatores. Consideram um modelo em que a escolha trabalho *versus* lazer é feita ao longo da vida, sujeita à incerteza sobre a data da morte.

Um decréscimo na mortalidade, ao fazer com que o indivíduo sobreviva nas idades mais avançadas, afeta a data da retirada do mercado de trabalho por meio de dois efeitos distintos. O primeiro é intitulado “efeito horizonte”, e prediz que uma vida mais longa poderia aumentar o número de anos de trabalho de um indivíduo, na medida em que mais tempo de vida significa que mais consumo precisa ser realizado. Atuando na direção oposta, tem-se o “efeito incerteza”. Quando a mortalidade é alta, um indivíduo que poupa para se retirar da força de trabalho defronta-se com um alto risco de morrer antes de desfrutar do seu lazer planejado. Nessa circunstância, o programa ótimo tende a ser continuar trabalhando até o final da vida. O aumento da expectativa de vida, ao reduzir a incerteza sobre a possibilidade de morrer antes de desfrutar da aposentadoria, torna ótimo planejar e poupar para se retirar do mercado de trabalho. Qual dos efeitos predomina depende de como a expectativa de vida cresce e da natureza do problema de otimização do indivíduo. Os autores simulam o modelo, com dados da tabela de vida dos Estados Unidos para o último século, e encontram que o “efeito incerteza” pode mais que compensar o “efeito horizonte”.

Boersch-Supan (2001) analisa os efeitos do envelhecimento populacional sobre o mercado de trabalho na Alemanha. Argumenta que a maioria dos estudos tem focalizado os problemas relacionados ao financiamento da aposentadoria; entretanto, as mudanças demográficas também induzem a profundas mudanças estruturais macroeconômicas nos mercados de trabalho, de capital e de bens e serviços.

No Brasil tem-se observado, também, uma tendência de declínio nas taxas de atividade dos idosos. Wajman *et al.* (1999) destacam que embora na dimensão eminentemente demográfica haja uma nítida tendência de crescimento da participação de pessoas cada vez mais velhas na População em Idade Ativa (PIA), a tendência é de declínio nas taxas de atividade desse segmento. Esses efeitos estão se compensando, de modo que o crescimento da PEA idosa não é ainda tão explosivo quanto as perspectivas meramente demográficas fariam supor. Com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1977 a 1997, verificam que a tendência nesse período é de queda nas taxas de participação dos idosos do sexo masculino, intensificada nos anos 90. Para as mulheres, a tendência é de estabilidade até 1990, quando apresenta elevação, embora esta deva ser mais creditada às mudanças metodológicas⁵ sofridas pela PNAD a partir de 1992.

5 Em 1991, ano do Censo Demográfico, a PNAD não foi realizada.

Wajnman *et al.* (1999) descrevem os diferenciais nas taxas de participação dos idosos a partir de diferentes atributos pessoais, com o uso da PNAD de 1997. Dentre os idosos mais disponíveis para o trabalho estão os homens, os chefes de família, os de menor renda familiar, os não aposentados e os trabalhadores de ocupações manuais. Todavia, são exatamente esses os trabalhadores que encontram as piores chances de permanecer no mercado, em virtude de seu nível de qualificação.

Por meio de regressões logísticas e dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) para o período entre dezembro de 1993 e dezembro de 1995, as autoras examinam as probabilidades de transições realizadas pelos idosos para dentro e para fora da força de trabalho e, com o uso de tabelas de vida ativa, estimam o tempo que se espera viver em cada um dos estados considerados. Os resultados mostram que as probabilidades de entrada na força de trabalho são superiores para os homens, enquanto as probabilidades de saída são mais elevadas para as mulheres. Os homens inativos, aos 60 anos, têm probabilidade igual a 11% de se tornarem ativos, e as mulheres, nessa mesma situação, possuem probabilidade de 5,2%. Para os ativos, a probabilidade de retirada é de 18,8% para os homens e 36% para as mulheres. Um homem ativo, aos 60 anos, ainda viverá 15,97 anos, dos quais 5,08 como ativo.

Carrera-Fernandez e Menezes (1999) analisam a participação dos idosos com 60 anos ou mais na força de trabalho da Região Metropolitana de Salvador. Os autores revisitam os aspectos teóricos que levam o trabalhador idoso a continuar ou reentrar na força de trabalho, por meio do modelo neoclássico de alocação ótima do tempo entre trabalho e lazer. Se a utilidade ao trabalhar for maior que a utilidade ao não trabalhar, o idoso decide se inserir no mercado de trabalho. A análise empírica é desenvolvida, por meio de um modelo logit, com dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego da Região Metropolitana de Salvador (PED-RMS) de julho de 1996 e dezembro de 1998. Os resultados mostram que a decisão do idoso ofertar trabalho está positivamente correlacionada com o salário que ele pode auferir no mercado de trabalho, o que confirma a inclinação positiva da curva de oferta de trabalho do idoso. A renda exógena (renda não-vinculada ao trabalho atual) tanto pode reforçar quanto restringir a oferta de trabalho. Os idosos do sexo masculino são os mais propensos a participar do mercado de trabalho e a idade afeta negativamente a probabilidade do idoso trabalhar.

Afonso e Schor (2001) estudam a oferta de trabalho de indivíduos com idade superior a 50 anos no Brasil por intermédio dos dados da PNAD. São estimados modelos probit, para 1992 e 1999, com o objetivo de calcular a probabilidade de o indivíduo trabalhar e usam variáveis explicativas como sexo, cor, anos de estudo, posição na família, idade,

valor do benefício previdenciário, valor da renda domiciliar *per capita* (com exceção da renda do trabalho do indivíduo), número de pessoas na família, recebimento ou não do benefício e as regiões do País.

Os resultados são semelhantes para os dois anos considerados e mostram que os homens e os não brancos têm maior probabilidade de trabalhar. O coeficiente do benefício previdenciário é negativo e estatisticamente significativo, indicando que este atua como estímulo para que os indivíduos deixem o mercado de trabalho. Ressaltam, porém, que seu valor é muito pequeno, o que indica que o valor do benefício tem pouca influência na decisão de trabalhar. A idade se relaciona negativamente à probabilidade do indivíduo trabalhar, talvez reflexo da menor oferta de trabalho dos mais velhos, devido à redução de seu vigor físico ou à maior dificuldade em encontrar trabalho com o avanço da idade. A educação contribui de maneira positiva, o que leva à inferência de que quanto menor a escolaridade maior a dificuldade de se obter uma ocupação no mercado de trabalho. A posição de chefe de família está negativamente correlacionada à oferta de trabalho, o que pode ser explicado pelo fato desse indivíduo já ter alcançado a elegibilidade para a aposentadoria, pois como responsável pelo sustento da família deve ter trabalhado nos anos anteriores. O coeficiente do número de pessoas no domicílio não é significativo, e a renda *per capita*, apesar de significativa, apresenta coeficiente com valor muito baixo.

Em síntese, assim como na literatura internacional, no Brasil existem indicações de um declínio da taxa de atividade de idosos. Os idosos do sexo masculino e os chefes de família são os mais propensos ao trabalho e, inclusive, auferem rendimentos estatisticamente superiores. O rendimento do trabalho do idoso contribui expressamente para a sua renda e de sua família, sendo que a escolaridade é a principal variável na determinação do nível de renda. Ademais, o rendimento total dos idosos, principalmente os proventos da aposentadoria, permite a diminuição do nível de pobreza em muitas famílias.

Os trabalhos citados nessa revisão de literatura já permitem traçar um perfil bem completo das características econômicas dos idosos brasileiros. Contudo, vale destacar que o período referente à reforma parcial do regime previdenciário, ocorrida em dezembro de 1998, não é contemplado na maioria dos estudos. Assim, uma primeira contribuição do presente trabalho é a extensão da cobertura temporal que, provavelmente, permitirá verificar os impactos iniciais dessa reforma.

3 Fonte de dados e metodologia

A base de dados utilizada é a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), de responsabilidade do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PME é uma pesquisa do-

miciliar realizada em seis regiões metropolitanas: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e Recife. Segundo o IBGE, os domicílios selecionados pela PME formam um painel, que é dividido em quatro remessas. A cada mês uma dessas remessas é substituída por outra, de forma que cada domicílio seja pesquisado por quatro meses consecutivos, retirado da amostra por oito meses e, depois desse período, volta a ser pesquisado por mais quatro meses.

Nesse trabalho, a PME é utilizada para o cálculo da probabilidade do idoso participar da PEA (População Economicamente Ativa)⁶ e do setor formal da economia,⁷ no período de 1994 a 2000. Ressalta-se que, com o intuito de evitar problemas de autocorrelação dos resíduos, opta-se por selecionar apenas as informações referentes à primeira entrevista do indivíduo.

A participação do idoso com 60 anos ou mais no mercado de trabalho brasileiro é descrita segundo características individuais, tais como idade, sexo, condição na família, nível de escolaridade, características do posto de trabalho, por região metropolitana e período.

As principais medidas de participação adotadas nesse trabalho se originam dos conceitos de PEA e de setores formal e informal. A idade dos idosos, por sua vez, é dividida em cinco grupos diferentes: os que possuem entre 60 e 64 anos; 65 a 69 anos; 70 a 74 anos; 75 a 79 anos e os que têm mais de 80 anos.

A condição na família é agrupada em três categorias distintas: chefes de família, cônjuges e uma categoria que inclui filhos, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico.

A variável anos de estudos é dividida em seis grupos de escolaridade: sem instrução e menos de um ano de estudo (analfabetos); de um a quatro anos de estudo (primário incompleto/completo); de cinco a oito anos (1º grau incompleto/completo); de nove a onze anos (2º grau incompleto/completo); de doze a quinze anos (superior incompleto/completo) e mais de quinze anos de estudo (superior completo).

6 A definição de PEA é dada pela soma daquelas pessoas que trabalharam, tinham trabalho, mas por algum motivo não trabalharam, e as pessoas que procuraram trabalho na semana de referência. Os inativos englobam os demais indivíduos, isto é, os aposentados e pensionistas, os estudantes, as pessoas que cuidam dos afazeres domésticos e uma categoria denominada outra, constituída por aqueles que não se enquadram em nenhuma das situações anteriores.

7 A definição de setor formal adotada consiste da soma dos empregados com carteira assinada e dos empregadores. O setor informal, por sua vez, é definido como o conjunto das pessoas que trabalham sem carteira assinada, os conta própria e os indivíduos que trabalham sem remuneração.

Os ramos de atividade são divididos em oito classes: agricultura (categoria de referência), construção civil, comércio de mercadorias, indústria de transformação, serviços para empresas, serviços para famílias, administração pública e outros.

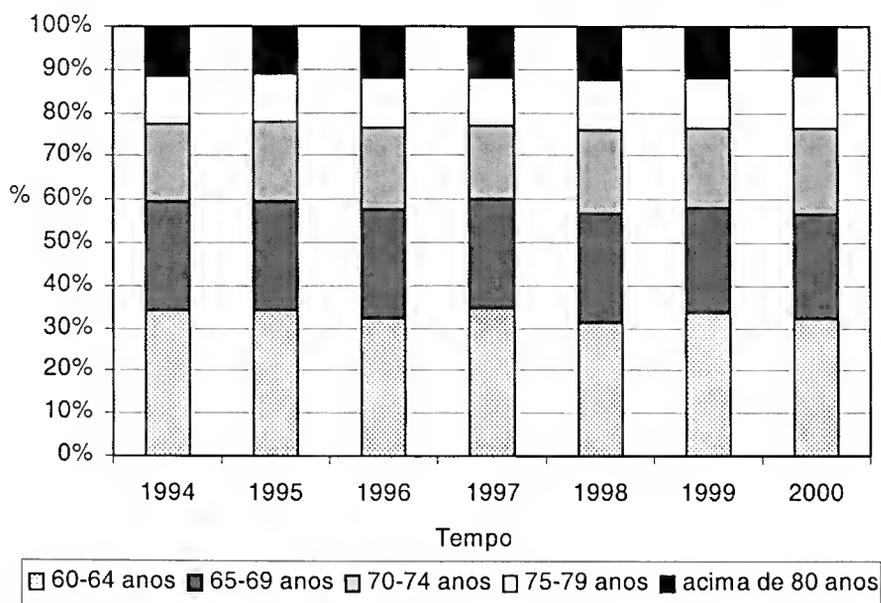
Para as faixas de renda, o agrupamento é o seguinte: até um salário mínimo (categoria de referência); acima de um até dois salários mínimos; acima de dois até três salários mínimos; acima de três até cinco salários mínimos; acima de cinco até dez salários mínimos, e acima de dez salários mínimos.

Ressalta-se aqui uma deficiência da PME, que restringe a informação sobre renda apenas ao rendimento no trabalho principal. Como a amostra utilizada consiste de idosos, cuja renda geralmente provém da aposentadoria, o uso dessa variável torna-se inviável em alguns dos modelos.

3.1 Análise descritiva

No Brasil Metropolitano, a idade média da amostra pesquisada (169.729 indivíduos) é de 69,3 anos, com um desvio padrão da ordem de 7,8. O comportamento das séries ao longo do período é mostrado no Gráfico 1.

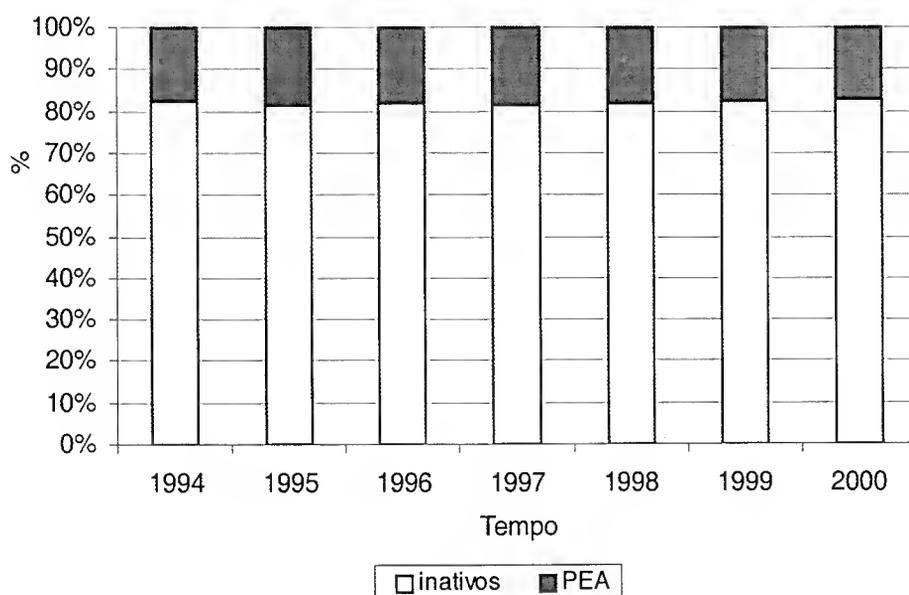
Gráfico 1
Proporção de Idosos Segundo o Grupo Etário – 1994/00



Em média, 33,05% de todos os idosos da amostra utilizada possuem entre 60 e 64 anos. Nessa faixa etária, obviamente, encontra-se a maior proporção de idosos, pois com o avanço da idade tem-se uma incidência maior da mortalidade. No grupo etário de 65 a 69 anos, verifica-se uma tendência ligeiramente decrescente, com uma proporção média de 25,3% no período de 1994 a 2000. Nas demais faixas etárias há alguns sinais de crescimento, o que reflete o aumento da expectativa de vida dos idosos brasileiros.

Os inativos, evidentemente, formam a maioria entre os idosos, figurando com um percentual médio de 81,9% da amostra, durante o período de 1994 a 2000 (Gráfico 2).

Gráfico 2
Proporção de Idosos na PEA –1994/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

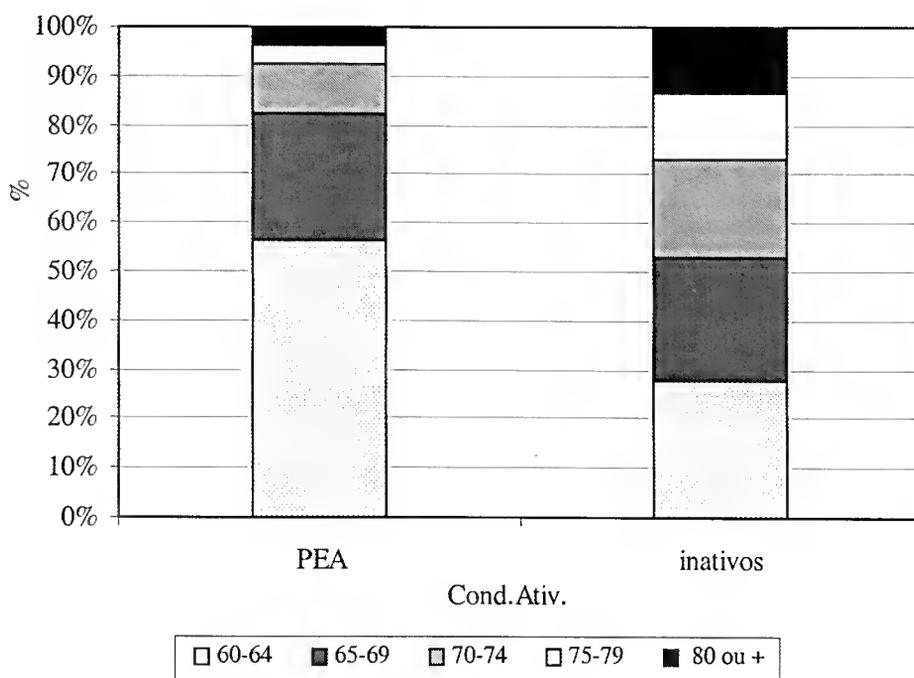
Pode-se notar uma variação muito pequena no percentual de inativos entre os anos de 1994 e 1997, ano em que esse percentual atinge o menor valor observado durante todo o período analisado (81,1%). A partir desse ponto, a tendência é de crescimento da proporção de inativos, chegando, em 2000, com um percentual de 83% dos idosos.

Logicamente, para os idosos economicamente ativos, a tendência é oposta, ou seja, cresce de um percentual de 17,9% para 17% entre os anos de 1994 e 2000, o que representa uma diminuição de 5,3%.

Provavelmente, a reforma da previdência iniciada no final de 1998 é o principal fator na explicação das tendências expostas acima, pois a maioria dos trabalhadores, receosa das mudanças, opta por se aposentar assim que se torna elegível para aquisição do benefício, mesmo que seja em regime de aposentadoria parcial. No entanto, é importante destacar que a aposentadoria não implica, necessariamente, saída do mercado de trabalho. A aposentadoria pode incentivar e não determinar a saída do indivíduo do mercado de trabalho.

O Gráfico 3 apresenta a idade dos idosos, separadamente, para a população economicamente ativa e para os inativos.

Gráfico 3
Condição na Atividade por Grupos Etários – Média 94/00



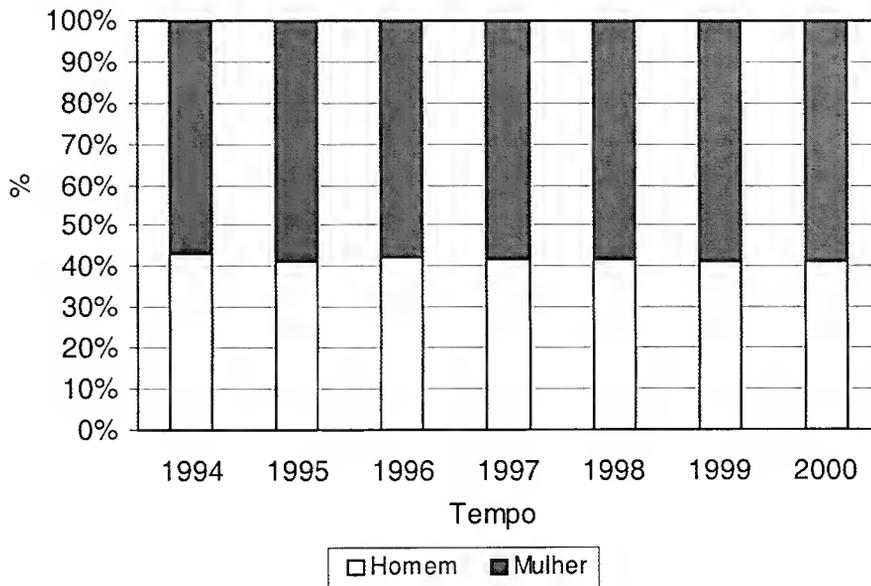
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Pode-se perceber que mais da metade da PEA idosa é composta por indivíduos com idade entre 60 e 64 anos. Entre os inativos, o percentual de idosos nesse grupo etário é bem inferior, sendo da ordem de 28%. Tanto na PEA quanto na inatividade a porcentagem de idosos do grupo etário de 65 a 69 anos se situa em torno dos 25%. Para a faixa etária seguinte, o percentual de idosos economicamente ativos cai para 10% e para me-

nos de 4% nos dois últimos grupos. Entre os inativos, os decréscimos nos percentuais são bem mais suaves. Vale a pena destacar que a trajetória decrescente dos percentuais de idosos quando se consideram grupos etários mais velhos, principalmente entre os inativos, reflete o impacto da mortalidade, que se torna maior à medida que a população envelhece.

A distribuição por sexo (Gráfico 4) mostra que, em média, 41,8% dos idosos são do sexo masculino, enquanto 58,2% são do sexo feminino.

Gráfico 4
Proporção de Idosos Segundo o Sexo – 1994/00

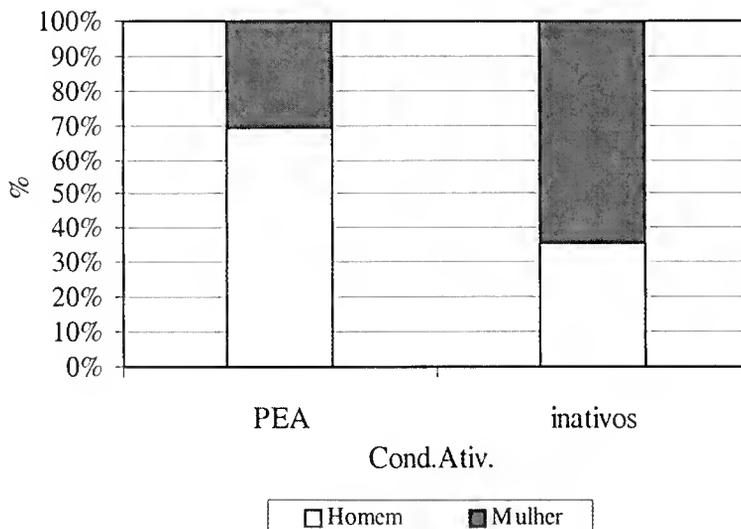


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Vale ressaltar que a maior proporção de mulheres em comparação aos homens confirma a existência do diferencial de mortalidade por sexo, favorecendo as mulheres desde os primeiros anos de vida. Dada a ampliação na expectativa de vida, acompanhada por aumento no diferencial de mortalidade entre homens e mulheres, pode-se esperar uma intensificação do processo de feminização do envelhecimento. (Moreira, 2001).

A análise por condição na atividade aponta que, na PEA, expressiva parcela (69,4%) constitui-se de homens, ao passo que esse percentual é de 30,6% para as mulheres (Gráfico 5). A comparação entre a PEA e a inatividade mostra que para os inativos a situação é inversa, com um percentual de 64,4% para as mulheres e 35,65% para os homens.

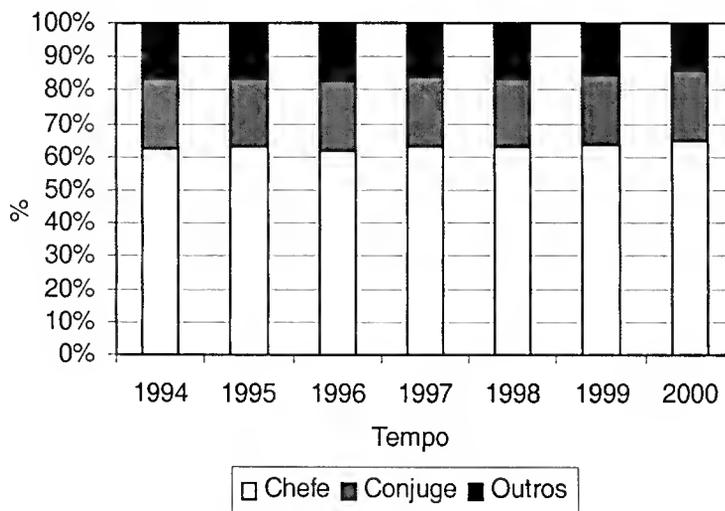
Gráfico 5
Condição na Atividade por Sexo – Média 94/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

A menor presença das idosas no mercado de trabalho reflete o histórico dessas coortes mais velhas, ainda submetidas a um regime no qual a mulher limitava-se a cuidar dos afazeres domésticos. A proporção de idosos por condição na família é apresentada no Gráfico 6, a seguir:

Gráfico 6
Proporção de Idosos por Condição na Família – 1994-00

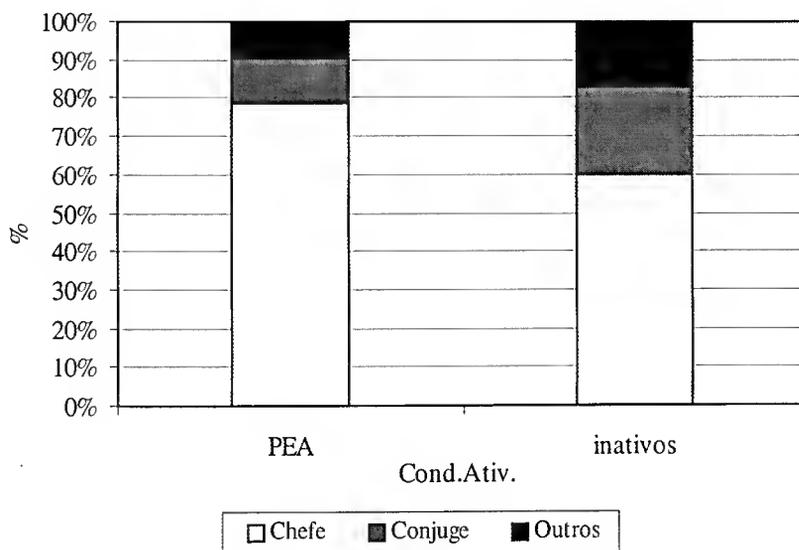


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Além da maioria dos idosos classificar-se como chefes de família, com uma média de 63% no período analisado, observa-se que esse comportamento apresenta uma tendência crescente. Pode-se relacionar essa tendência ao aumento da proporção de famílias chefiadas por idosos, que passa de 36,54% em 1994 para 41,43% em 2000, ao passo que para os homens esse percentual decresce de 63,46% para 58,57% no mesmo período. Para os cônjuges, a proporção é praticamente constante ao longo do tempo, enquanto para a categoria que inclui as demais classificações percebe-se uma tendência declinante.

O Gráfico 7 mostra que tanto na PEA quanto entre os inativos predominam os idosos que se classificam como chefes de família, sendo que na PEA o percentual de chefes é superior ao encontrado entre os inativos. Para os cônjuges e a categoria “outros”, a participação de inativos é maior.

Gráfico 7
Condição na Atividade por Condição na Família – Média 94/00

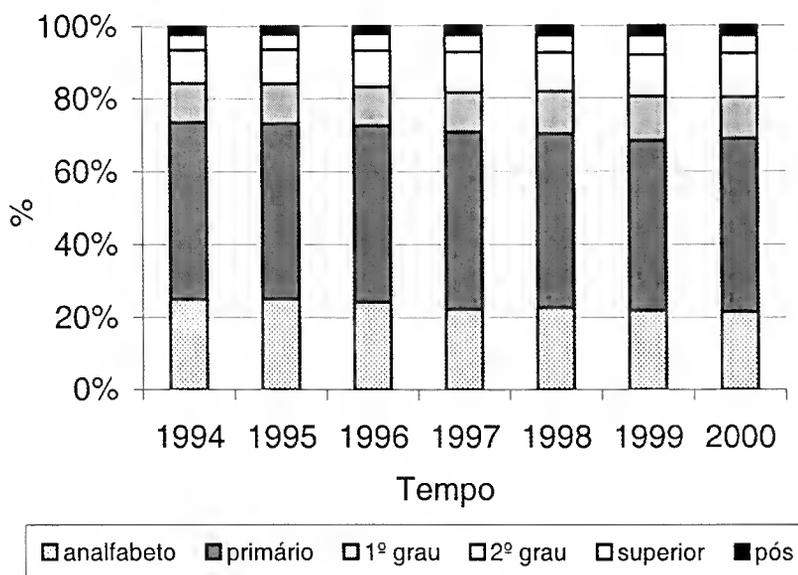


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Esses resultados corroboram o argumento de Camarano *et al.* (1999) no que diz respeito ao crescimento da proporção de famílias que têm idosos como chefes e filhos morando juntos, possivelmente devido a crises econômicas que levam os filhos a saírem de casa mais tarde e a retornarem depois de casados.

A média de anos de estudos entre os idosos brasileiros ainda é muito baixa, da ordem de 4,7 anos, com um desvio padrão de 4,4, sendo que para toda a população ocupada nessas metrópoles a escolaridade média atinge cerca de 7 anos de estudo nos anos 90. A proporção de idosos por grau de escolaridade é apresentada no Gráfico 8.

Gráfico 8
Proporção de Idosos por Grau de Escolaridade – 1994/00

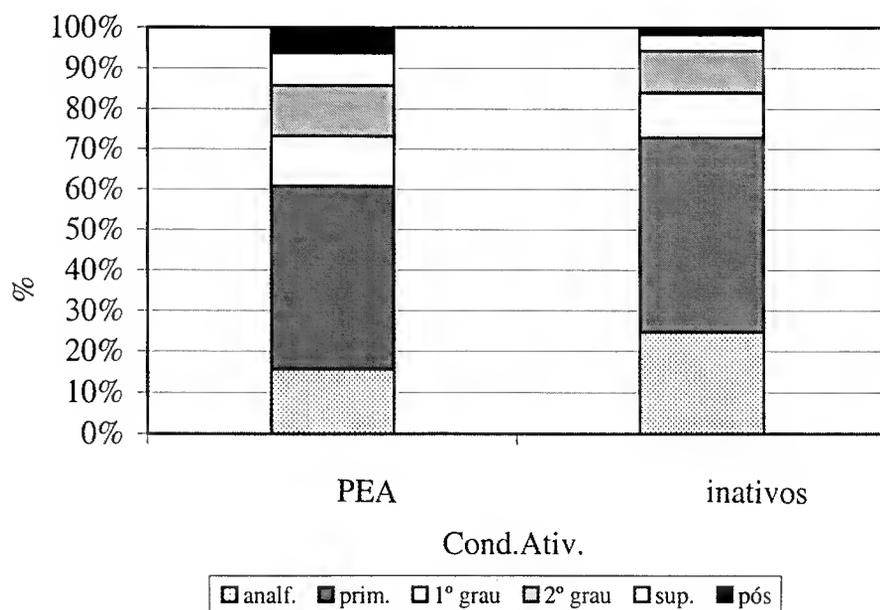


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Pode-se notar que a maioria dos idosos (47,8%) possui o primário incompleto/completo. A seguir, figuram os idosos analfabetos, destacando-se, porém, que essa proporção vem decrescendo ao longo do tempo, ao passar de 24,9% em 1994 para 21,5% em 2000. Todos os demais grupos apresentam uma tendência ligeiramente crescente, com participação média de 11,2%, 10,6%, 4,6% e 2,6% para os que possuem, respectivamente, primeiro grau, segundo grau, superior incompleto/completo e superior completo.

O Gráfico 9 relaciona os grupos de escolaridade com a condição na atividade dos idosos.

Gráfico 9
Condição na Atividade por Grupo de Escolaridade – Média 94/00

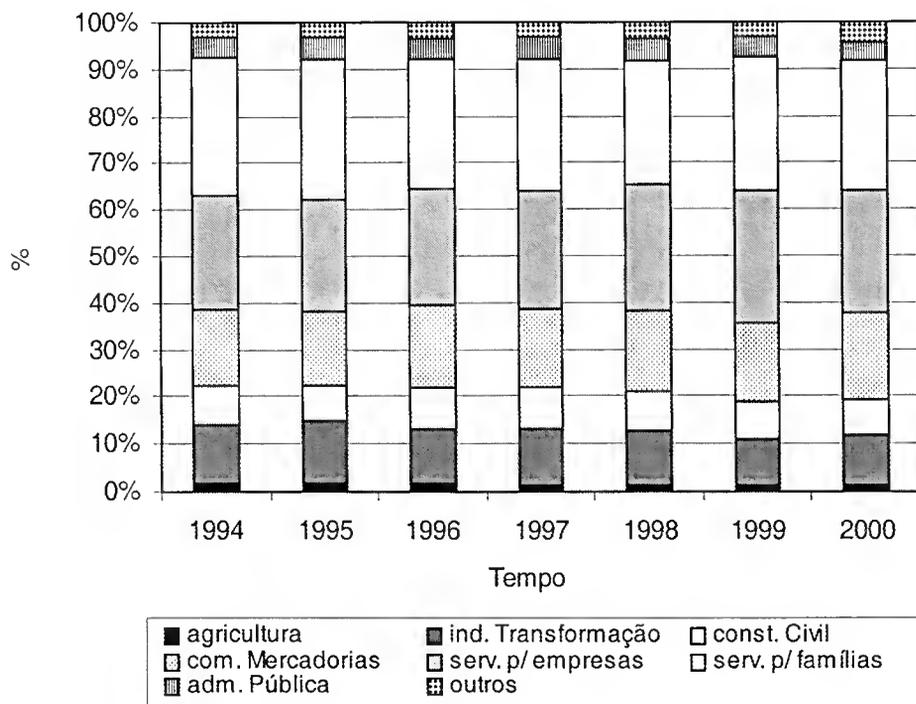


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

É interessante observar que entre os inativos a proporção de idosos menos qualificados (analfabetos e primário) é maior do que a proporção observada na PEA. Para os que possuem educação igual ou superior ao 1º grau incompleto, a situação se inverte, ou seja, verifica-se uma proporção maior de idosos com esses níveis de escolaridade nos ativos. Conforme exposto por Wajnman *et al.* (1999), apesar de estarem em maior proporção na população, os trabalhadores menos qualificados detêm as menores oportunidades de se manterem ocupados, pois dependem, sobretudo, de sua força física. Dessa forma, esses trabalhadores tendem a deixar o mercado de trabalho mais rapidamente do que os mais qualificados.

No que tange à distribuição por ramo de atividade (Gráfico 10), percebe-se que os dois ramos que mais empregam os idosos são os de serviços para famílias e serviços para empresas, algo também verificado para os demais trabalhadores (mais de 50% dos ocupados encontram-se no setor de serviços no Brasil Metropolitano).

Gráfico 10
Proporção de Idosos por Ramo de Atividade – 1994/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

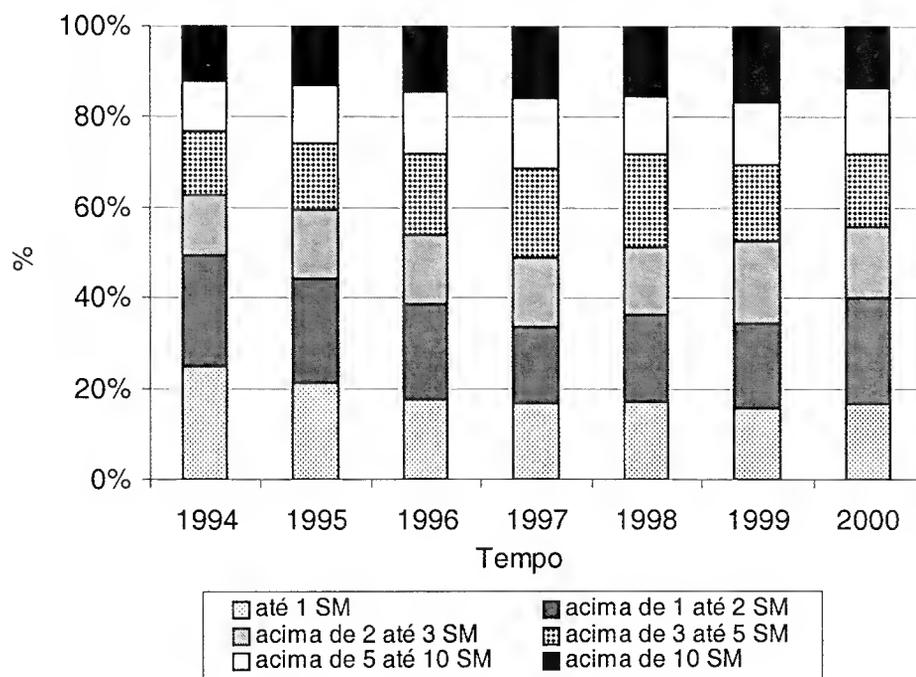
Empregando, em média, 28,2% dos trabalhadores com 60 anos ou mais, o ramo de serviços para famílias é o mais importante mercado de trabalho para esses indivíduos. O ramo de serviços prestados a empresas também se destaca como um importante empregador e vem apresentando tendência crescente ao atingir 24,9% em 1994, passar por um pico de 28,4% em 1999, e terminar o ano de 2000 com um percentual de 26,2%.

No comércio de mercadorias, a tendência é o aumento da taxa de participação dos idosos, ao passo que a indústria de transformação vem empregando uma menor proporção de idosos ao longo do período analisado. No ramo da construção civil, a tendência é ligeiramente declinante, o que também se verifica no ramo da administração pública. A reduzida participação dos idosos trabalhando na agricultura se deve à característica da base de dados, que só cobre regiões metropolitanas.

A distribuição dos idosos por faixas de renda é apresentada no Gráfico 11. É importante lembrar que, em virtude da PME só registrar o rendimento do trabalho principal, a presente análise só se aplica aos indivíduos que estão no mercado de trabalho. O rendi-

mento médio dos idosos, desde a implantação do Plano Real até o final do ano 2000, é de R\$ 769,00 com um desvio padrão bastante alto de 1.532,00. Para o último ano considerado, a média é de R\$ 894,60 e o desvio padrão é de 1.719,60 (em termos nominais).

Gráfico 11
Proporção de Idosos por Faixa de Rendimento – 1994/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

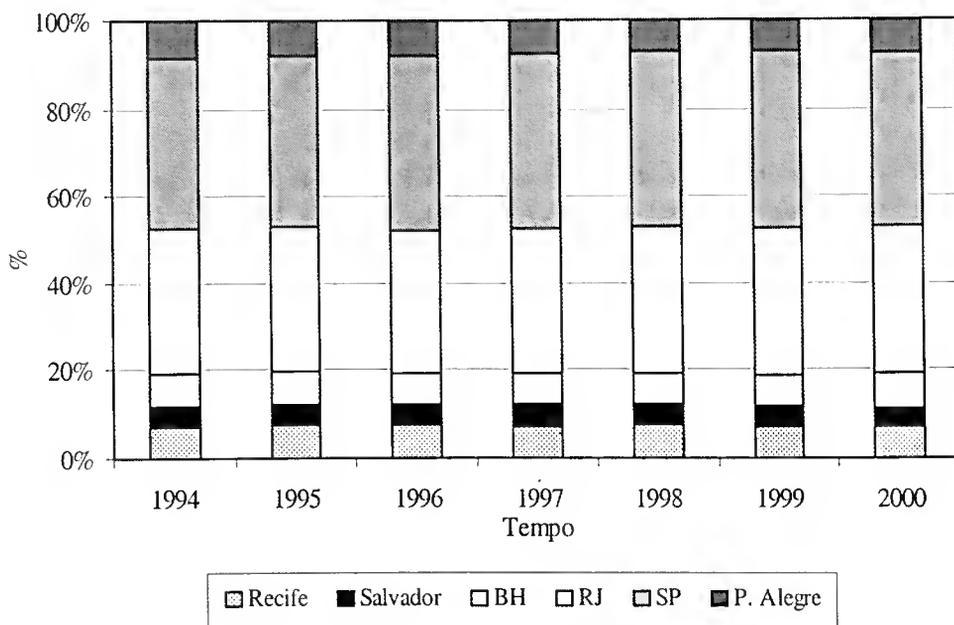
Pode-se observar que, durante o período analisado, embora em momentos diferentes, ocorre um decréscimo no percentual dos idosos presentes em cada uma das faixas de rendimento consideradas. Possivelmente essa oscilação se deve aos ciclos econômicos que atingem de maneira distinta os vários grupos de renda. Para as duas primeiras faixas, agregam-se, em média, de 39,7% da amostra dos idosos que trabalham, a tendência é declinante até 1997, ou seja, diminui o percentual de idosos que ganham até dois salários mínimos, enquanto aumenta o percentual nas outras faixas de rendimento.

Em 1998, cresce o percentual dos idosos que ganham até dois salários mínimos e daqueles que ganham acima de três até cinco salários. Em 1999, acontece exatamente o oposto do ocorrido em 1998. Em 2000, as faixas de renda de até dois salários e daqueles que ganham entre cinco (exclusive) e dez salários mínimos contam com uma proporção

maior de trabalhadores em relação ao ano anterior. Provavelmente o efeito de antecipação de aposentadorias, principalmente do setor público, depois das mudanças no regime previdenciário pode ser uma explicação para tal evidência.

No que se refere à distribuição por região metropolitana (Gráfico 12), a maior proporção de idosos está em São Paulo, seguida do Rio de Janeiro que, juntas, respondem por uma média de 73% da amostra utilizada. Recife, Porto Alegre e Belo Horizonte possuem participações médias em torno de 7%, ao passo que Salvador figura com apenas 4,6%.

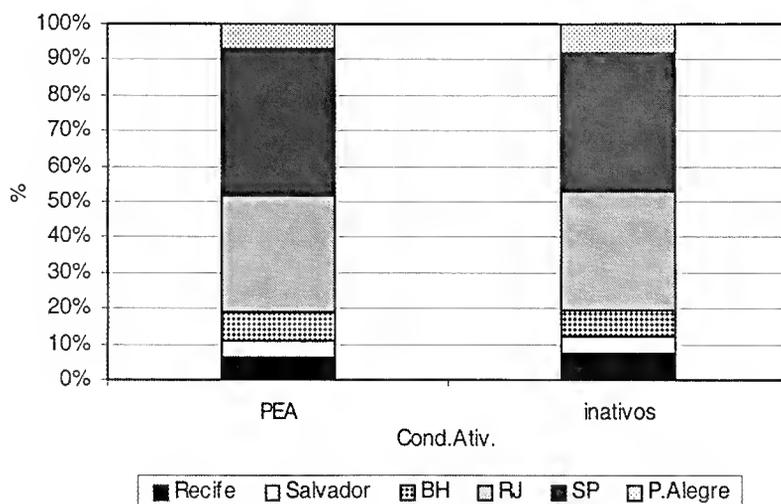
Gráfico 12
Proporção de Idosos por Região Metropolitana – Média 94/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

As regiões metropolitanas de São Paulo e Belo Horizonte contam com, respectivamente, 41,4% e 7,8% dos idosos economicamente ativos, ao passo que, dentre os inativos, os percentuais destinados a essas regiões são de, respectivamente, 39,2% e 7,3%, ou seja, nessas regiões a proporção de idosos na PEA é ligeiramente superior aos percentuais observados entre os inativos, com o inverso ocorrendo em Recife, Porto Alegre e Salvador. No Rio de Janeiro, as participações são praticamente iguais (Gráfico 13).

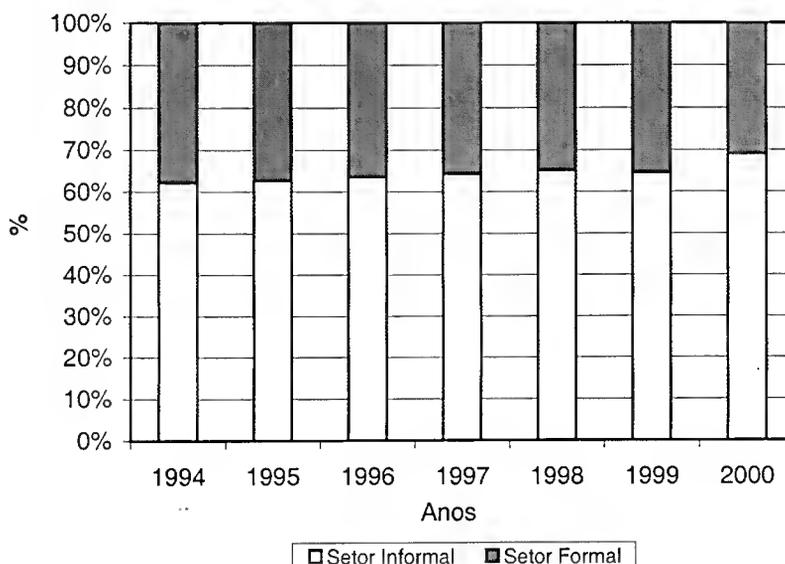
Gráfico 13
Condição na Atividade por Região Metropolitana – Média 94/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Especificamente para os que estão trabalhando, o Gráfico 14 ilustra a distribuição entre os setores formal e informal da economia.

Gráfico 14
Proporção de Idosos por Setor da Economia - 1994/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Verifica-se que a grande parte dos idosos trabalha no setor informal da economia, em média, 64,5% no período analisado. O mais interessante é observar que essa é uma tendência cada vez maior, fato que fica claro ao analisar-se o comportamento da série entre os anos de 1999 e 2000. Em 1994, 62,2% dos trabalhadores idosos encontram-se no setor informal, e em 2000 esse percentual atinge 69,1%.

Entre os anos de 1994 e 2000 empregam-se no setor formal, em média, 35,5% dos idosos. No primeiro ano da amostra, o setor formal responde por 37,8% dos empregos, ao passo que no último ano considerado essa porcentagem diminui para 30,9%. Essa tendência de declínio é intensificada no ano de 2000.

Esse comportamento se justifica na medida em que muitos dos trabalhadores da terceira idade possuem qualificação mais baixa e, portanto, detêm maiores chances de obtenção de um trabalho no setor informal, em que, na maioria dos casos, o nível de qualificação exigido é bem menor do que no setor formal. O preconceito em relação ao trabalho do idoso, em alguns setores da economia formal como a indústria, também contribui para que esses indivíduos procurem ocupação no mercado informal. Soma-se a esses fatores o uso do setor informal como porta de reentrada dos aposentados no mercado de trabalho, devido à necessidade de complementar a renda familiar e o próprio benefício individual.

4 Resultados

Esta seção tem por objetivo analisar a inserção do idoso no mercado de trabalho brasileiro, ou seja, sua participação na PEA e no setor formal, por meio do cálculo de probabilidades estimadas mediante o modelo logístico.

Um indivíduo decide participar da PEA quando a utilidade de trabalhar excede a desutilidade do trabalho:

$$U_{i,t+1}^T - U_{i,t+1}^{NT} > 0 \quad (1)$$

Onde:

$U_{i,t+1}^T$ = utilidade de trabalhar;

$U_{i,t+1}^{NT}$ = utilidade de não trabalhar;

i = indivíduo;

t = período;

T = ativo;

NT = inativo.

Assim, a probabilidade do indivíduo participar da PEA é dada por:

$$\Pr(PEA_{i,t} = 1) = \Pr(U_{i,t}^T - U_{i,t}^{NT} > 0) \quad (2)$$

Onde:

PEA = condição de atividade.

A utilidade de trabalhar depende das preferências dos indivíduos, de sua renda e características pessoais mensuráveis e não-mensuráveis. Por outro lado, a utilidade de não trabalhar depende dessas variáveis como também do seu esforço nulo no mercado de trabalho.

Em virtude de ausência de informações mais abrangentes sobre a força de trabalho na fonte de dados utilizada,⁸ considera-se que a decisão de trabalhar do idoso depende de atributos pessoais, aspectos regionais e de período. A especificação do modelo que visa explicar a relação entre essas variáveis pode ser apresentada da seguinte forma:

$$\Pr(PEA_{i,t} = 1) = \beta_1 id_{i,t} + \beta_2 sx_{i,t} + \beta_3 cf_{i,t} + \beta_4 esc_{i,t} + \beta_5 rg_{i,t} + \beta_6 ano_{i,t} + \varepsilon \quad (3)$$

Onde:

$(PEA_{i,t} = 1)$ = idoso economicamente ativo;

β_j = vetor de coeficientes que refletem o impacto de mudança na variável explicativa j sobre a probabilidade de ocorrência do evento;

Id = *dummies* para faixas etárias;

⁸ Como já mencionado, a variável rendimento individual na PME só se refere ao rendimento do trabalho principal, sendo assim, não é possível incluir na estimação, embora a renda auferida pelo indivíduo seja na forma de salários, de outros rendimentos do trabalho ou de benefícios previdenciários e de outras rendas interfere na decisão do indivíduo de participar ou não da PEA.

Sx = *dummy* para sexo;

Cf = *dummies* para condição na família;

Esc = *dummies* para níveis de escolaridade;

Rg = *dummies* para região metropolitana;

ano = *dummies* referente ao ano;

ε = termo de erro estocástico.

As seguintes *dummies* são utilizadas como categorias de referência na interpretação dos modelos: indivíduos com idade entre 60 e 64 anos, mulheres, cônjuges, analfabetos, região metropolitana de Recife e o período referente a janeiro de 1994.

A variável PEA é uma *dummy* construída de forma que as pessoas economicamente ativas recebam valor um e os inativos recebam valor zero.

A associação esperada entre as faixas de idade e a probabilidade dos indivíduos participarem da PEA é negativa, refletindo, entre outras coisas, a perda de atributos produtivos com o avanço da idade.

A covariada sexo é incluída com o objetivo de captar as diferenças existentes no mercado de trabalho para homens e mulheres. Espera-se que a probabilidade de pertencer à PEA seja superior para o sexo masculino, comparativamente ao sexo feminino, pois a taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho, embora crescente, é ainda menor que a dos homens, principalmente no caso dos idosos, como já evidenciado na análise descritiva.

O efeito esperado da variável chefe de família é ambíguo. Por um lado, pode-se esperar uma associação positiva entre o fato de ser chefe de família e a probabilidade de estar ativo, pois os chefes, mesmo idosos, tendem a ser responsáveis pelo sustento do lar. Por outro lado, a posição de chefe pode ter contribuído para que o indivíduo tenha começado a trabalhar mais cedo e, portanto, retirar-se do mercado de trabalho também mais cedo comparativamente aos demais membros do domicílio.

O efeito esperado da escolaridade sobre a probabilidade de participar da PEA é positivo e crescente. Como colocado por Schwarzer (1999), os trabalhadores mais qualificados

têm um perfil de salários crescentes até pelo menos os 65 anos, diferentemente daqueles não qualificados cujos rendimentos já estão em queda após os 50 anos. Posto isso, o custo de oportunidade de se aposentar é muito alto, o que leva essas pessoas a se manterem no mercado de trabalho.

Em relação às *dummies* referentes às regiões metropolitanas e às anuais, a intenção é identificar se a probabilidade de se tornar ativo em cada metrópole e em cada ano é maior ou menor do que a dos idosos residentes em Recife e no ano de 1994.

A Tabela 1 contém as razões de chances estimadas com o uso do modelo logístico.⁹ Como todas as variáveis explicativas são binárias, as razões de chances mostram a diferença na probabilidade do evento ocorrer em relação à categoria de referência.

Por meio das variáveis explicativas relacionadas aos grupos etários pode-se observar que os coeficientes são decrescentes, o que leva à inferência de que a probabilidade do idoso participar da PEA torna-se cada vez menor à medida que a idade avança. A título de ilustração, a razão de chance estimada de 0,49 reporta que a probabilidade de um indivíduo com idade entre 65 e 69 anos participar da PEA é 51% menor em relação a um indivíduo na faixa etária de 60 a 64 anos. Essa probabilidade passa a ser 87% menor quando se analisam os indivíduos com mais de 70 anos. Como esperado, esse resultado reflete a perda de atributos produtivos, como, por exemplo, a redução de força física, à medida que a idade avança, e a conseqüente necessidade de se retirar da força de trabalho.

A análise da variável sexo revela que homens e mulheres possuem comportamentos distintos no que se refere à decisão entre participar ou não do mercado de trabalho. Os idosos do sexo masculino detêm uma probabilidade de participação bem superior às idosas. Um dos argumentos para explicar essa conduta é de que as mulheres idosas têm menor probabilidade de trabalhar hoje como reflexo da menor probabilidade que existia no passado. Da população idosa economicamente ativa, 69,4% são homens e apenas 30,6% são mulheres.

⁹ Todas as regressões apresentadas são expandidas por meio do comando *pweight* do software econométrico Stata, que considera o desenho amostral e pondera pelo inverso da probabilidade da observação estar incluída na amostra.

Tabela 1
Modelo para a Probabilidade de Participar da PEA

PEA	Razão de Chance	Desvio Padrão	Z	P>z
65-69 anos	0,49	0,01	-37,80	0,00
70-74 anos	0,23	0,01	-57,33	0,00
75-79 anos	0,14	0,01	-52,71	0,00
80 anos ou mais	0,13	0,01	-51,64	0,00
Homens	3,41	0,07	62,99	0,00
Chefe	1,47	0,04	14,29	0,00
Outros	1,38	0,05	9,53	0,00
Prim. Inc/Comp.	1,14	0,03	5,78	0,00
Ginásio Inc/Comp.	1,36	0,04	10,14	0,00
IIº grau Inc/Comp.	1,42	0,04	11,50	0,00
Superior Inc/Comp.	2,13	0,08	19,95	0,00
Superior Completo	3,24	0,14	26,89	0,00
AS	1,06	0,03	2,11	0,04
BH	1,14	0,03	5,17	0,00
RJ	1,06	0,03	2,47	0,01
SP	1,16	0,03	6,09	0,00
POA	0,90	0,02	-3,95	0,00
1995	1,08	0,03	2,57	0,01
1996	1,06	0,03	1,90	0,06
1997	1,07	0,03	2,07	0,04
1998	1,07	0,03	2,03	0,04
1999	0,99	0,03	-0,32	0,75
2000	0,97	0,03	-1,10	0,27

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME e do software Stata 7.0.

A condição de chefe de família acresce a probabilidade de o idoso estar economicamente ativo em 47%, relativamente aos cônjuges. Ratifica-se, então, a explicação de que os chefes de família são mais dispostos ao trabalho, em virtude de sua condição de prove-

dor. Ademais, os chefes de família representam 80% da PEA, dos quais 60% são homens e, como dito anteriormente, os homens detêm maiores probabilidades de participarem da PEA. Acredita-se, também, que os chefes de família participem mais do mercado de trabalho ao longo de todo o ciclo de vida ativa e, conseqüentemente, a maior experiência adquirida ao longo dos anos contribui para que, quando idoso, detenha maior probabilidade de participar do mercado de trabalho.

Os idosos que se classificam como filhos, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico figuram com uma probabilidade superior, em relação aos cônjuges, de participarem da PEA.

Para as variáveis relacionadas à educação, a tendência é de que níveis de escolaridade mais elevados proporcionem probabilidades crescentes para o idoso estar economicamente ativo. Esse resultado indica que a qualificação permite que se permaneça mais tempo no mercado de trabalho. Provavelmente, os rendimentos mais elevados (entre os idosos com superior incompleto e completo 51% ganham acima de 10 salários mínimos) tornam o custo de oportunidade de se retirar do mercado de trabalho mais alto para os idosos qualificados. Além disso, pode-se inferir que os menos qualificados encontram maiores dificuldades de colocação no mercado de trabalho, ou seja, a baixa demanda por mão-de-obra menos qualificada contribui para que esses indivíduos se mantenham inativos.

As *dummies* regionais mostram que os idosos das regiões metropolitanas de Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo apresentam probabilidades superiores de estarem ativos comparativamente a Recife. Por outro lado, em Porto Alegre os idosos apresentam menor probabilidade de participar da PEA. É provável que, nessa região, por apresentar condições de desenvolvimento menos desiguais do que nas demais metrópoles,¹⁰ o idoso não precise permanecer trabalhando para assegurar a sua sobrevivência e de sua família. Com as *dummies* de período, verifica-se que a probabilidade do idoso participar da PEA nos anos de 1995 a 1998 é maior que a observada em 1994.

Considerando-se apenas a amostra dos que estão trabalhando (24.756 indivíduos), o modelo logístico é utilizado para verificar a probabilidade de o idoso possuir um emprego no setor formal. A inserção do idoso no mercado de trabalho formal pode indicar, entre outras coisas, qualidade do posto de trabalho desse contingente, traduzida pela garantia dos direitos legais, inclusive aposentadoria. O modelo a ser ajustado é especificado da seguinte forma:

10 De acordo com o IDH-M de 2000, entre as seis regiões metropolitanas, Porto Alegre é a que apresenta maior valor para o Índice de Desenvolvimento Humano (0,865), situando-se em 11º no *ranking* nacional, ao passo que Rio de Janeiro ocupa 60º lugar, São Paulo, o 68º, Belo Horizonte, o 80º lugar, Salvador, 471º lugar e Recife, 626º.

$$\begin{aligned} \Pr(SF_{i,t} = 1) = & \beta_1 id_{i,t} + \beta_2 sx_{i,t} + \beta_3 cf_{i,t} + \beta_4 esc_{i,t} + \beta_5 rm_{i,t} + \beta_6 fr_{i,t} + \\ & + \beta_7 rg_{i,t} + \beta_8 ano_{i,t} + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

Onde:

$(SF_{i,t} = 1)$ = idoso que trabalha no setor formal;

β_j = vetor de coeficientes que refletem o impacto de mudança na variável explicativa j sobre a probabilidade de ocorrência do evento;

Id = *dummies* para faixas etárias;

Sx = *dummy* para sexo;

Cf = *dummies* para condição na família;

Esc = *dummies* para níveis de escolaridade;

Rm = ramo de atividade;

Fr = faixa de renda;

Rg = *dummies* para região metropolitana;

ano = *dummies* referente ao ano;

ε = termo de erro estocástico.

A variável dependente é uma *dummy* que assume valor um quando o idoso pertence ao setor formal e zero no caso de trabalhar no setor informal.

Com o aumento da idade, espera-se que a probabilidade de pertencer ao setor formal seja cada vez menor. Muitos idosos se aposentam ou se retiram do mercado de trabalho devido a dificuldades físicas, e dentre os aposentados que permanecem na força de trabalho têm-se aqueles que migram para o setor informal.

Espera-se que a probabilidade de pertencer ao setor formal seja superior para os homens comparativamente às mulheres. As idosas, em virtude da menor qualificação, provavelmente ocupam postos de trabalho mais precários, que são mais comuns no setor informal. Além disso, as mulheres com mais de 60 anos, no Brasil, tendem a trabalhar menos do que os homens, conforme já evidenciado.

No caso da variável condição na família, a posição de chefe pode tanto aumentar quanto diminuir a probabilidade de trabalhar no setor formal. Por um lado, os chefes, por serem responsáveis pelo sustento do lar, podem estar mais sujeitos a aceitar um trabalho, mesmo que no setor informal. Por outro lado, por possuírem maior experiência no mercado de trabalho, possivelmente consigam, com mais facilidade, um emprego formal.

Quanto à escolaridade, acredita-se que esta possua uma relação direta com a probabilidade de pertencer ao setor formal, visto que nesse setor encontram-se os melhores empregos em termos salariais e, conseqüentemente, onde se exige um maior nível de qualificação.

Estudos sobre mercado de trabalho setorial mostram que é expressiva a participação do setor informal nos ramos da agricultura, construção civil, comércio e serviços para famílias e, portanto, espera-se que o trabalho nesses setores esteja inversamente relacionado com a probabilidade de pertencer ao setor formal.

Quanto à renda, espera-se que quanto maior o rendimento, maior a probabilidade de estar no setor formal, pois, conforme dito anteriormente, é nesse setor que se encontram os melhores empregos. As *dummies* para região metropolitana e para os períodos de tempo têm as mesmas funções apresentadas no modelo anterior.

O modelo apresentado na Tabela 2 permite verificar como as variáveis consideradas influenciam na probabilidade do idoso se empregar em um ou outro setor da economia.

As razões de chances estimadas para os coeficientes das faixas etárias implicam probabilidades cada vez menores de participação no setor formal à medida que o indivíduo envelhece, com exceção do último grupo, que compreende os idosos com idade acima de 80 anos. Os trabalhadores do setor formal, por contribuírem regularmente para a previdência, têm maiores chances de se aposentar por tempo de serviço, ao contrário dos trabalhadores do setor informal, que possivelmente se aposentam apenas por idade ou nem se aposentam formalmente.

Os idosos com 80 anos ou mais que permanecem trabalhando possuem uma probabilidade maior de estarem no setor formal. Provavelmente esses indivíduos são empregadores, e assim permanecem até o final da vida. Vale ressaltar a tendência crescente na proporção de empregadores quando se analisa a posição na ocupação dos idosos durante o período analisado, cujo percentual passa de 3,6% em 1994 para 11,08% em 2000.

Tabela 2
Modelo para a Probabilidade de Participar do Setor Formal

Setor Formal	Razão de Chance	Desvio Padrão	Z	P>z
65-69 anos	0,84	0,03	-4,56	0,00
70-74 anos	0,88	0,05	-2,23	0,03
75-79 anos	0,80	0,07	-2,56	0,01
80 anos ou mais	1,26	0,11	2,66	0,01
Homens	1,07	0,05	1,56	0,12
Chefe	1,01	0,06	0,11	0,91
Outros	1,62	0,12	6,48	0,00
Prim. Inc/Comp.	0,89	0,04	-2,37	0,02
Ginásio Inc/Comp.	0,85	0,06	-2,42	0,02
IIº grau Inc/Comp.	0,86	0,06	-2,12	0,03
Superior Inc/Comp.	0,60	0,05	-5,89	0,00
Superior Completo	0,48	0,05	-7,51	0,00
1-2 SM	2,46	0,14	16,02	0,00
2-3 SM	3,56	0,22	20,21	0,00
3-5 SM	4,01	0,25	21,88	0,00
5-10 SM	4,41	0,31	21,35	0,00
>10 SM	8,11	0,63	27,09	0,00
Ind. Transf.	2,47	0,33	6,85	0,00
Const. Civil.	0,55	0,08	-4,31	0,00
Com. Merc.	0,83	0,11	-1,42	0,16
Serv. Emp.	1,24	0,16	1,70	0,09
Serv. Fam.	0,92	0,12	-0,65	0,52
Adm. Pub.	0,59	0,09	-3,51	0,00
Outros	0,48	0,08	-4,56	0,00
SA	1,18	0,07	2,61	0,01
BH	1,11	0,06	1,99	0,05
RJ	0,88	0,05	-2,43	0,02
SP	0,83	0,04	-3,43	0,00
POA	1,08	0,06	1,47	0,14
1995	0,94	0,06	-0,97	0,33
1996	0,88	0,06	-1,95	0,05
1997	0,80	0,05	-3,49	0,00
1998	0,81	0,05	-3,14	0,00
1999	0,78	0,05	-3,74	0,00
2000	0,68	0,04	-6,30	0,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME e do software Stata 7.0.

Entre os idosos ocupados, a diferença por sexo não se mostra estatisticamente significativa aos níveis convencionais de significância. Somente a 12% de significância, os homens apresentam uma probabilidade ligeiramente superior de trabalhar no setor formal. Dos idosos que trabalham nesse setor, 74% são homens e 26% são mulheres. No setor informal, as proporções são de 66,7% de homens e 33,3% de mulheres.

A condição de chefe na família *vis-à-vis* aos cônjuges também não apresenta um coeficiente estatisticamente significativo. Comparando com o resultado do modelo anterior, pode-se inferir que essas categorias de condição na família são fatores importantes na decisão entre participar ou não do mercado de trabalho, mas uma vez tomada a decisão a favor da participação, não são estatisticamente importantes para a determinação do setor da economia. Os demais idosos figuram com uma probabilidade superior, em relação aos cônjuges, de participarem do setor formal.

A análise por níveis de escolaridade indica uma tendência contrária à esperada: os idosos mais educados apresentam menor probabilidade de participar no setor formal. Possivelmente, os trabalhadores mais escolarizados tendem a ter uma experiência no mercado de trabalho menos sujeita à rotatividade, sendo assim, atingem o tempo necessário à aposentadoria e optam pelo benefício. De qualquer maneira, é um resultado que surpreende, em virtude do obtido no exercício sobre participação na PEA.

A variável relacionada ao rendimento do trabalho principal mostra que faixas de renda maiores se relacionam com probabilidades crescentes do idoso estar empregado no setor formal da economia. Esse resultado confirma que os melhores rendimentos pertencem ao setor formal, e que o setor informal, em sua maioria, é composto por atividades mais precárias e rendimentos menores.

Os idosos com ocupações nos ramos da indústria de transformação e de serviços para empresas figuram com probabilidades superiores de estarem formalmente empregados, quando comparados aos trabalhadores idosos que se encontram no setor agrícola, algo já esperado, em virtude do maior grau de formalização nesses setores.¹¹

Os trabalhadores da construção civil possuem uma probabilidade 45% menor de trabalharem no setor formal relativamente aos trabalhadores agrícolas. De fato, 75,6% dos trabalhadores da construção civil estão no setor informal.

¹¹ Na agricultura, 37% dos trabalhadores estão no setor formal, ao passo que entre os trabalhadores da indústria de transformação esse percentual é de 59%. Para os idosos que prestam serviços para as empresas, 41,5% o fazem no setor formal.

O resultado para o ramo da administração pública deve ser analisado com cautela, uma vez que os servidores públicos estão classificados como pertencentes ao setor informal.¹² O último ramo engloba todas as atividades não classificadas nos ramos anteriores. Para esses trabalhadores, a probabilidade de pertencerem ao setor formal é menor do que aquela obtida pelos trabalhadores agrícolas.

Os idosos que trabalham nas regiões metropolitanas de Salvador e de Belo Horizonte detêm maiores probabilidades de estarem empregados no setor formal do que os idosos de Recife. Para os trabalhadores das regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo, a probabilidade de se empregarem no setor formal é menor.

As *dummies* de período indicam que, no período analisado, a informalização aumenta. A probabilidade dos idosos se empregarem no setor formal torna-se cada vez menor. Em 1996, a probabilidade de o idoso participar do setor formal é 12% menor do que em 1994. Em 2000, essa probabilidade torna-se 32% menor em relação à mesma base. Os períodos recessivos, aliados às reestruturações de diversos setores, são alguns fatores que ajudam a explicar a menor probabilidade de emprego no setor formal e destaca o papel amortecedor do setor informal. Esse resultado também sugere a hipótese levantada anteriormente de que a reforma previdenciária de 1998, com a instauração do fator previdenciário, contribui para que as pessoas antecipem a aposentadoria tanto quanto podem e, no caso da opção por continuar trabalhando, o fazem no setor informal.

A amostra utilizada (referente apenas aos ocupados idosos no setor formal) pode não ser representativa de toda a população, havendo, portanto, um viés de seleção que conduz a problemas de estimação dos parâmetros. Para corrigir tal problema, recorreu-se ao procedimento de Heckman, estimando em dois estágios um *probit*. Na primeira fase, buscou-se responder à pergunta referente à probabilidade do idoso participar do mercado de trabalho, controlando por sexo, faixa de idade, níveis de escolaridade, região e período. A variável de seleção é a condição na família, porque esta se mostrou, na análise anterior, que ser chefe de família, dado a sua natureza de provedor do lar, afeta a decisão de trabalhar, mas não a decisão de trabalhar no formal. No segundo estágio, estimou-se a probabilidade do idoso estar no setor formal, dado que está ocupado, controlando por sexo, faixas de idade e de escolaridade, ramos e faixas de rendimento, além dos efeitos fixos de região e período.

12 Os servidores públicos estão classificados como setor informal, uma vez que não possuem registro em carteira, critério utilizado para separar trabalhadores assalariados formais dos informais.

Os resultados encontram-se na Tabela 3. O modelo é robusto, haja vista a estatística de Wald ($\text{Chi}^2 = 1870,33$). O teste de independência das equações (LR) justifica a hipótese de que há viés de seleção, porque o coeficiente ρ ($= -0,21661$), que mede o grau de correlação entre os termos de erro (ε) nos dois estágios, ficou no intervalo válido de $[-1, 1]$. Na amostra de 164.648 observações, 139.892 foram censuradas.

Ao se comparar os resultados referentes aos efeitos marginais de cada uma das covariadas no modelo probit corrigido (Tabela 4) com os resultados obtidos no logit sem correção (Tabela 2), observa-se que a variável de seleção, condição na família, é estatisticamente significativa e tanto os chefes quanto a condição outros apresentam probabilidade maior de estarem ativos (Tabela 3). Embora a probabilidade de estar no formal aumente à medida que o indivíduo envelhece, a variável não é estatisticamente significativa aos níveis convencionais. No entanto, ao se considerar a probabilidade de estar ocupado (Tabela 3 – equação de seleção), a covariada idade se apresenta com significância estatística, algo não verificado no modelo de probabilidade de participar da PEA (Tabela 1) e com relação inversa entre a probabilidade de ser ativo e o avanço da idade do idoso. Os homens apresentam maior probabilidade de estarem ativos, porém menor probabilidade de estarem ocupados no setor formal, seja no modelo sem correção (Tabela 2) seja no corrigido (Tabela 4), sendo que em ambos não há evidências de significância estatística. A educação do idoso, no caso do modelo com correção (Tabela 4), não sugere uma relação monotônica entre probabilidade de estar ocupado no formal e nível de escolaridade, ao contrário do modelo sem correção, onde há uma relação inversa entre estas duas variáveis. Quanto às demais covariadas, os sinais são os mesmos, com perda de significância estatística em algumas regiões metropolitanas e períodos (Tabela 4), diferente do obtido no modelo sem correção (Tabela 2).

Tabela 3
Modelo para a Probabilidade de Participar do Setor Formal com Correção do Viés de Seleção - Resultados da Equação de Seleção

PEA	Efeitos Marginais	Desvio Padrão	Z	P>z
65-69	0.649967	0.010031	-42.95	0
70-74 anos	0.430673	0.013534	-62.25	0
75-79 anos	0.339919	0.018946	-56.95	0
80 anos ou mais	0.322546	0.020433	-55.38	0
homens	1.917463	0.010899	59.73	0
Chefes	1.281186	0.014989	16.53	0
Outros	1.241275	0.025371	8.52	0
Prim. Inc/Comp.	1.052814	0.011508	4.47	0
Ginásio Inc/Comp.	1.154291	0.015818	9.07	0
IIº grau Inc/Comp.	1.131871	0.01641	7.55	0
Superior Inc/Comp.	1.381123	0.020224	15.97	0
Superior Completo	1.730196	0.022609	24.25	0
SA	1.037477	0.015667	2.35	0.019
BH	1.115179	0.013595	8.02	0
RJ	1.039146	0.012795	3	0.003
SP	1.115297	0.012859	8.49	0
POA	0.962452	0.014162	-2.7	0.007
1995	1.04138	0.016116	2.52	0.012
1996	1.043756	0.017102	2.5	0.012
1997	1.055073	0.01683	3.19	0.001
1998	1.044506	0.01703	2.56	0.011
1999	1.005606	0.016815	0.33	0.74
2000	0.994627	0.015349	-0.35	0.726
const	0.275277	0.020511	-62.89	0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME e do software Stata 7.0.

Tabela 4
Modelo para a Probabilidade de Participar do Setor Formal com Heckman

Setor Formal	Efeitos Marginais	Desvio Padrão	Z	P>z
65-69	0.96701	0.122122	-0.27	0.784
70-74 anos	1.076255	0.237762	0.31	0.757
75-79 anos	1.079715	0.311776	0.25	0.806
80 anos ou mais	1.4623	0.309817	1.23	0.22
homens	0.889903	0.206002	-0.57	0.571
Prim. Inc/Comp.	0.926897	0.030136	-2.52	0.012
Ginásio Inc/Comp.	0.897093	0.049351	-2.2	0.028
IIº grau Inc/Comp.	0.914563	0.047854	-1.87	0.062
Superior Inc/Comp.	0.710105	0.084673	-4.04	0
Superior Completo	0.599436	0.12863	-3.98	0
1-2 SM	1.666205	0.04582	11.14	0
2-3 SM	2.071851	0.059477	12.25	0
3-5 SM	2.20686	0.062831	12.6	0
5-10 SM	2.330935	0.068381	12.38	0
>10 SM	3.335358	0.086039	14	0
Ind. Transf.	1.752701	0.084898	6.61	0
Const. Civil.	0.709979	0.084121	-4.07	0
Com. Merc.	0.897034	0.077865	-1.4	0.163
Serv. Emp.	1.152102	0.077221	1.83	0.067
Serv. Fam.	0.968231	0.076204	-0.42	0.672
Adm. Pub.	0.748799	0.089724	-3.22	0.001
Outros	0.659684	0.096105	-4.33	0
SA	1.094246	0.039772	2.26	0.024
BH	1.051	0.045255	1.1	0.272
RJ	0.930071	0.030795	-2.35	0.019
SP	0.887628	0.037759	-3.16	0.002
POA	1.068452	0.034809	1.9	0.057
1995	0.959175	0.038409	-1.09	0.278
1996	0.921589	0.039825	-2.05	0.04
1997	0.866199	0.039134	-3.67	0
1998	0.878637	0.039461	-3.28	0.001
1999	0.861824	0.039678	-3.75	0
2000	0.792741	0.039058	-5.95	0
_cons	0.654261	0.630511	-0.67	0.501

5 Considerações finais

O envelhecimento de uma população provoca impactos em várias áreas, como a saúde, a previdência social e o mercado de trabalho. No presente estudo destaca-se esse último aspecto.

A teoria de alocação de tempo afirma que o idoso decide participar de uma atividade produtiva quando o valor do trabalho é superior ao valor do lazer. Um salário alto impõe um elevado custo de oportunidade na opção pelo lazer, atuando como um incentivo para que o indivíduo se mantenha na força de trabalho ou retorne ao mercado, no caso de estar inativo. Ao mesmo tempo, pode implicar um aumento na demanda por lazer, o que, para a população idosa, pode ser traduzido em uma antecipação da aposentadoria. Por outro lado, quando os proventos da aposentadoria tornam-se disponíveis, o indivíduo somente se mantém no mercado de trabalho se o valor presente dos benefícios crescer com anos adicionais de trabalho. Caso contrário, a opção pelo lazer proporcionará maior utilidade ao indivíduo.

O Brasil, assim como outros países em desenvolvimento, passa a vivenciar a tendência do envelhecimento populacional já experimentada pela maioria dos países desenvolvidos. O processo de envelhecimento brasileiro assume feições importantes, em virtude do tamanho de sua população e da rapidez em com que vem se processando.

Embora a tendência seja o aumento da participação de idosos na população, as conclusões desse trabalho apontam para um declínio na taxa de participação desses indivíduos no mercado de trabalho brasileiro, evidências também encontradas por outros estudos como Wajnman *et al.* (1999).

Em todos os modelos considerados neste trabalho, mais uma vez confirma-se a relação negativa entre idade e participação no mercado de trabalho, o que retrata, entre outras coisas, a maior cobertura previdenciária e as condições de saúde dos idosos.

Os modelos de probabilidade de participação mostram que os idosos do sexo masculino, os chefes de família e os mais qualificados detêm uma probabilidade superior de participarem da PEA. As explicações para esses resultados se baseiam no fato dos homens ainda serem maioria no mercado de trabalho. Acredita-se que os chefes de família, compostos, em sua maioria, por homens, embora a proporção de mulheres nessa condição venha aumentando, passam mais tempo no mercado de trabalho para assegurar o sustento da família. A variável educação se sobressai como um fator de diferenciação também entre os indivíduos da terceira idade. Os idosos da região metropolitana de Porto Alegre,

provavelmente em virtude das melhores condições de desenvolvimento, apresentam menores probabilidades de participarem da PEA, ao passo que nas demais regiões (Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro) verificam-se comportamentos inversos.

A análise da participação do idoso no setor formal *vis-à-vis* ao setor informal aponta para uma probabilidade cada vez menor do idoso possuir um emprego formal, principalmente entre os anos de 1999 e 2000. A reforma previdenciária de dezembro de 1998 ajuda a explicar esse comportamento na medida em que os indivíduos procuram antecipar sua aposentadoria para fugir das novas regras.

Como a nova reforma pretende fortalecer ainda mais a relação contributiva, vale ressaltar o alerta de Silva e Schwarzer (2002) de que, no caso da aposentadoria por tempo de contribuição, quanto mais forte a relação entre contribuição e valor do benefício, mais facilmente as desigualdades geradas no mercado de trabalho são reproduzidas na velhice. Em termos de políticas públicas de proteção há o risco de diversos segurados preferirem aposentar-se mais cedo, apesar das taxas de reposição bastante reduzidas, e virem a constituir um problema assistencial posteriormente.

Finalmente, ressalta-se a necessidade de mais estudos sobre a participação do idoso no mercado de trabalho, porque a tendência, no médio prazo, é de reversão na redução da taxa de participação do idoso, dada a ampliação do limite de idade para se aposentar por tempo de serviço e a possível taxação dos inativos. Além disso, no médio prazo, quando as coortes de mulheres já sujeitas a um padrão de atividade econômica mais intensa estiverem com sessenta anos e mais, deve ocorrer ampliação no tempo de permanência de idosos no mercado de trabalho, porque as mulheres vivem, em média, mais do que os homens.

Assim, estudos sobre o perfil de participação de idosos brasileiros constituem-se em importante ferramenta de auxílio na formulação das políticas necessárias para atender às novas situações que surgirão com o envelhecimento populacional e às novas regras da Seguridade Social.

Referências bibliográficas

- Afonso, L. E.; Schor, A. Oferta de trabalho dos indivíduos com idade superior a 50 anos: algumas características da década de 90. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28, 2001, Salvador. *Anais*. Salvador: ANPEC, 2001. (Disponível em CD-ROM)

- Barros, R. P.; Mendonça, R.; Santos, D. Incidência e natureza da pobreza entre idosos no Brasil. *In: Camarano, A. A. (org.), Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. p. 221-249
- Bivar, W. S. B. *Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração*. Rio de Janeiro: BNDES, 1993. 101p. (17º Prêmio BNDES de Economia).
- Blau, David M. Labor force dynamics of older men. *Econometrica*, v. 62, n. 1, p. 117-156, Jan. 1994.
- Boersch-Supan, Axel. *Labor market effects of population aging*. Cambridge: NBER, 2001. (Working paper; 8640) Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/W8640>> Acesso em 18 dez. 2002.
- Borjas, G. L. *Labor economics*. New York: McGraw-Hill, 1996. 488p.
- Camarano, A. A. Como vive o idoso brasileiro. *In: Camarano, A. A. (org), Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. p. 19-71.
- Carrera-Fernandez, J; Menezes W. F. A participação do idoso na força de trabalho: uma abordagem a partir da região metropolitana de Salvador. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27, 1999, Belém. Anais*. Belém: ANPEC, 1999. p. 1973-1990.
- Chan, S.; Stevens, H. Employment and retirement following a late-career job loss. *American Economic Review*, v. 89, n. 2, p. 211-216, May 1999.
- Clark, R. L.; York, E. A.; Anker, R. *Economic development and labor force participation among older persons*. North Carolina: North Carolina State University, 1997. Disponível em: <http://www2.ncsu.edu/ncsu/grad/econ_grad_pgm/working_papers.html> Acesso em 20 dez. 2002.
- Dahl S.A.; Nilsen, O. A.; Vaage, K. Work or retirement? Exit routes for Norwegian elderly. *Applied Economics*, v. 32, n. 14, p. 1865-1876, 2000.
- _____. *Gender differences in early retirement behaviour*. Bonn: IZA, 2002. (Discussion Paper; 522) Disponível em: <http://www.iza.org/en/webcontent/publications/papers/viewAbstract?dp_id=522> Acesso em 20 jan. 2003.
- Domeij, D.; Flodén, M. *The labor-supply elasticity and borrowing constraints: why estimates are biased*. Stockholm: Stockholm School of Economics, 2001. (Working paper series in economics and finance; 480) Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/hhs/hastef/0480.html>> Acesso em 15 jan. 2003.
- Friedman, J. *et al.* Work and retirement among the elderly in Vietnam. *Research on Aging*. v. 2, n. 23, p. 209-232, Mar. 2001.

- Greene, W. H. *Econometric analysis*. 4.ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2000. 1004 p.
- Gruber, J.; Wise, D. Social security and retirement: an international comparison. *American Economic Review*, v. 88, n. 2, p. 158-163, May 1998.
- Gujarati, D. *Econometria básica*. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- Hurd, M. D., Smith, J. P., Zissimopoulos, J. M. *The effects of subjective survival on retirement and social security claiming*. Cambridge: NBER, 2002. (Working paper; 9140) Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w9140>> Acesso em 20 dez. 2002.
- IBGE. *Para compreender a PME: um texto simplificado*. Rio de Janeiro: IBGE, 1991. 42p.
- Kalemli-Ozcab, S.; Weil, D. N. *Mortality change, the uncertainty effect, and retirement*. Cambridge: NBER, 2002. (Working paper; 8742) Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/W8742>> Acesso em 18 dez. 2002.
- Kingston, G. H. *Efficient timing of retirement*. South Wales: School of Economics University of New South Wales, 1999. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/red issued/v3y2000i4p831-840.html>> Acesso em 20 jan. 2003.
- Lazear, E. P. Retirement from the labor force. In: Ashenfelter, O.; Layard, R. *Handbook of labor economics*. Amsterdam: North Holland, 1986. v. 1, cap. 5 p. 305-355.
- McGarry, K. *Health and retirement: do changes in health affect retirement expectations?* Cambridge: NBER, 2002. (Working paper; 9317).
- Moreira, M. M. Envelhecimento da população brasileira: aspectos gerais. In: Wong, L. L. R. (org.), *O envelhecimento da população brasileira e o aumento da longevidade*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar: ABEP, 2001. p. 25-56.
- Nelissen, J. H. M. *Early retirement*. Amsterdam: Tinbergen Institute, 2002. Disponível em: <<http://www.tinbergen.nl>> Acesso em 20 dez. 2002.
- Pencavel, J. Labor supply of men: a survey. In: Ashenfelter, O.; Layard, R. *Handbook of labor economics*. Amsterdam: North Holland, 1986. v. 1, cap. 1, p. 3-102.
- Samorodov, A. *Ageing and labour markets for older workers*. Geneva: Employment and Training Department International Labour Office, 1999. Disponível em: <<http://www.ilo.org/public/english/employment/strat/publ/etp33.htm>> Acesso em 20 dez. 2002.
- Schwarzer, H. Perfis da remuneração média do trabalho por idade, posição na ocupação, gênero e escolaridade no Brasil, 1997, e sua relação com a regra de cálculo do salário de benefício no regime geral de previdência social. *Conjuntura Social*. v. 10, n. 4, p. 101-121, out./dez 1999.

Silva, E. R.; Schwarzer, H. *Proteção social, aposentadorias, pensões e gênero no Brasil*. Brasília: IPEA, 2002. (Texto para discussão; 934).

Wajnman, S.; Oliveira, A. M. H. C.; Oliveira E. L. A atividade econômica dos idosos no Brasil. *In: Camarano, A. A. (org.), Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999, p. 181-220.

Determinantes do consumo das famílias com idosos e sem idosos com base na pesquisa de orçamentos familiares de 1995/96

Alexandre Nunes de Almeida[§]
Ana Lúcia Kassouf[¶]

RESUMO

Esta pesquisa analisa o efeito de algumas variáveis socioeconômicas sobre a probabilidade das famílias cujos chefes são idosos e as que não têm idosos adquirirem determinados agregados de consumo. Utilizando modelos *logit* e a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1995/96, analisa-se o consumo de derivados de fumo, bens e serviços relacionados à saúde, lazer, viagens etc., em famílias cujo chefe tem mais de 60 anos e em famílias que não possuem idosos. Idade, renda, escolaridade, composição da família, local de residência e outras variáveis foram analisadas como determinantes do consumo. Observou-se que o aumento do número de integrantes das famílias aumenta a probabilidade de aquisição da maioria dos bens e serviços analisados. Como esperado, foi constatado que quanto maior a renda maior o consumo, e que à medida que os indivíduos vão envelhecendo aumenta a probabilidade de estes despenderem com produtos e serviços relacionados à saúde. Foi observado ainda que chefes mais escolarizados apresentam menor consumo com derivados de fumo do que aqueles com menos escolaridade.

Palavras-chave: consumo, idosos, saúde, pesquisa de orçamentos familiares (POF).

ABSTRACT

This research analyzes the effects of social economics variables on the probability to consume goods and services related to health, leisure, tourism and others by families whose head is an elderly and families without any elderly member. Age, income, education, family structure, local residence area and other exogenous variables were analyzed as the determinants of consumption, using a family budget survey from 1995/96 and logit models. Increases in family's size increase the probability to acquire the majority of goods and services. As expected, the greater is the family income, the higher is the consumption, and as the individual gets older, the probability to spend on health services and goods increases. It was observed as well a reduction in the consumption of tobacco as the family's head level of education increases.

Key words: consumption, elderly, health, Brazilian budget survey.

JEL classification: D1.

§ Agrônomo, Mestre em Economia Aplicada e pesquisador do CEPEA/ESALQ/USP.

¶ Professora do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP e pesquisadora do CEPEA.

Recebido em fevereiro de 2003. Aceito em julho de 2004.

1 Introdução

O número de pessoas mais velhas, principalmente idosos, tem aumentado com relação aos jovens e crianças. As causas deste fenômeno, chamado de transição demográfica, estão relacionadas ao aumento da esperança de vida, refletida, principalmente, pelo avanço da ciência médica e melhoria de acesso aos serviços de saúde e a diminuição das taxas de natalidade devido ao crescente uso de métodos anticoncepcionais e à conscientização das famílias diante das dificuldades financeiras encontradas, instabilidade de emprego etc. (Saad, 1990; Moreira e Carvalho, 1992; e Camarano *et al.*, 1999).

Nos países desenvolvidos, o envelhecimento populacional vem ocorrendo de forma bastante lenta desde o final do século XIX. (Prata, 1990). Em 1900, nos Estados Unidos, apenas 4% da população possuía mais de 65 anos. Já em 1980, esse número correspondia a 11%. Esse crescimento vem provocando grande impacto na sociedade, sobretudo no que se refere ao suporte destinado a essas pessoas, quer em programas sociais, como a previdência social, quer em políticas públicas que atendam à demanda por saúde. (Hurd, 1990). Na Europa, estima-se que a porcentagem de pessoas com mais de 65 anos passará de 14,4% do total, em 1990, para 20,2% em 2020. (Tsakloglou, 1996).

Segundo Marangone Camargo (1988), Prata (1990) e Bloom *et al.* (2001), nos países em desenvolvimento, como os que estão na América Latina e Leste da Ásia, o processo de transição demográfica que resulta no envelhecimento iniciou-se de forma bastante gradativa em meados da década de 60, como, por exemplo, por meio de uma queda significativa das taxas de fecundidade.

Atualmente, o Brasil vem apresentando um dos mais rápidos envelhecimentos demográficos comparado a outros países da América Latina. De acordo com as projeções feitas pelas Nações Unidas, entre 1950 e 2050 as taxas de crescimento das pessoas com mais de 60 anos, no Brasil, só estarão sendo superadas pelas da Venezuela. (Moreira, 2000). Ademais, a ONU estima que o Brasil ocupará, em 2050, o quinto lugar no *ranking* dos países com pessoas acima dos 60 anos, ficando atrás da China, Índia, Estados Unidos e da Indonésia no mesmo período. (Guidugli, 2000). Segundo o IBGE, o Brasil fechou a década de 90 com 14,5 milhões de pessoas com 60 anos ou mais, o que representa 9,1% da população. Em 1940, era de 4%. (Camarano e Medeiros, 1999).

O envelhecimento está ocorrendo na maioria dos países. Contudo, algumas exceções estão sendo observadas nos países do continente africano, devido à trágica dizimação po-

pulacional causada pelo avanço da AIDS, iniciada durante a década de 90.¹ Bloom *et al.* (2001) também descrevem que na África ainda se observam altas taxas de fecundidade.

Justificado brevemente o dinamismo populacional observado nos últimos 50 anos, o presente estudo pretende dar um enfoque econômico a esse novo contingente de pessoas idosas, que será analisado, principalmente, por meio do dispêndio não-alimentar² e de seus familiares. Pretende-se também verificar se o consumo com “bens e serviços” das famílias com idosos difere do daquelas que não têm idosos.

A hipótese principal que norteia este trabalho é a importância econômica da renda do idoso no contexto familiar. Supõe-se que os benefícios previdenciários, assim como os ativos acumulados durante a vida, propiciam uma renda mais estável ao idoso e, com isso, o poder de consumo de toda sua família pode estar fortemente dependente da sua renda individual, principalmente nas famílias mais carentes. Ademais, espera-se que os gastos com bens e serviços de saúde dos idosos sejam superiores aos dos não-idosos devido às doenças crônico-degenerativas dessa faixa etária. Ainda quanto à renda, Barros *et al.* (1999), analisando os dados da PNAD de 1997, concluíram que a renda média dos idosos é, em geral, mais elevada que a renda *per capita* dos domicílios aos quais pertencem e, por isso, a sua presença tem um impacto positivo na redução da pobreza da família.

Na literatura internacional, segundo Hurd (1990), os primeiros trabalhos sobre aspectos econômicos decorrentes das transformações demográficas, abordando as pessoas com mais de 60 anos, surgiram no final dos anos 70. No Brasil, o aparecimento de trabalhos científicos ocorreu no final da década de 80 e início dos anos 90. (Baeta e Cruz, 1988; Prata, 1990; Saad, 1990; Yazaki, 1990; Melo, 1990; Yazaki, 1992; Valéry e Paiva, 1994). Já existem, também, diversos estudos que investigam variáveis sociais e econômicas, como o tamanho da família, *status* domiciliar, a renda e mercado de trabalho do idoso. (Yazaki, 1990; Melo, 1990; Yazaki, 1992; Camarano *et al.*, 1999; Goldani, 1999; Neri *et al.*, 1999; Wajnman *et al.*, 1999 e Schor e Afonso, 2001). No entanto, ainda existe uma grande carência de estudos que realizem análises tendo como variável o consumo das famílias que possuem idosos. Essa carência é perfeitamente justificada pelo baixo número de pesquisas sobre a estrutura orçamentária das famílias que são demasiadamente onerosas.

1 Segundo a United Nations (2001), a falta de políticas adequadas de prevenção e as péssimas condições de saúde também têm conduzido a uma reversão da esperança de vida, principalmente na África Subsaariana, registrando-se apenas 46 anos para os homens e 45 anos para as mulheres.

2 Serão incluídas apenas as despesas alimentícias realizadas fora do domicílio.

Mesmo nos países desenvolvidos, Hurd (1990) e Tsakloglou (1996) descrevem que também existe uma grande dificuldade em encontrar informações sobre o dispêndio individual e coletivo que possibilitem estudar os aspectos relacionados à sobrevivência e à demanda específica dos idosos e de suas famílias. No Brasil, Camarano (1999, p. 381) coloca que:

“muito embora, por várias formas, se tenha chegado à conclusão de que os idosos estão em melhores condições de vida do que os não-idosos, pouco se sabe sobre a estrutura de gastos dos mesmos. Uma hipótese é de que os idosos gastam mais em saúde – planos de saúde, medicamentos etc. Os dados da Pesquisa de Orçamento Familiar permitem que se estude a estrutura dos gastos da população idosa vis-à-vis à da população não-idosa.”

A importância de conhecer o comportamento de consumo dos idosos e das suas famílias contribui, de forma significativa, para o dimensionamento de políticas públicas (principalmente previdenciárias), já que uma análise sobre o dispêndio familiar, principalmente da família de baixa renda, fornece um importante parâmetro para se medir sua sobrevivência.

Esta pesquisa analisa o efeito de algumas variáveis socioeconômicas sobre a probabilidade de as famílias cujos chefes são idosos e as que não têm idosos adquirirem determinados agregados de consumo. Utilizando modelos *logit*, apropriados para o caso de variável dependente qualitativa, será então analisado o consumo de derivados de fumo, bens e serviços relacionados à saúde, lazer, viagens etc. em famílias cujo chefe tem mais de 60 anos e em famílias que não possuem idosos.

O artigo está dividido em cinco seções além desta introdução. Na seção a seguir é feita uma breve introdução do problema, justificativa e objetivo principal. Na seção 3 descreve-se a base de dados que será utilizada no estudo. Na seção 4 os dados da pesquisa de orçamentos familiares são analisados, fazendo uso da estatística descritiva. Nas seções 5 e 6 apresentam-se os resultados e as conclusões, respectivamente.

2 Descrição e análise preliminar dos dados

Para mostrar a estrutura dos gastos das famílias com idosos e famílias sem idosos serão utilizados os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 1995/96. A POF

é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e compreende as regiões metropolitanas de Porto Alegre, Curitiba, São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife, Fortaleza, Belém, município de Goiânia e Distrito Federal.

Para a realização da POF 95/96, partiu-se dos resultados do Censo Demográfico de 1991, considerando a abrangência geográfica e a representatividade das diferentes classes de renda. Os fatores de expansão foram construídos com base na contagem populacional realizada em 1996.

Nesta pesquisa estão incluídos cinco questionários. No questionário um, são pesquisadas informações sobre as condições do domicílio, como abastecimento de água, infra-estrutura sanitária e número de cômodos, além do número de famílias residindo no mesmo espaço domiciliar, e também as características do indivíduo, como sexo, nível de instrução, idade, frequência à escola e posição na família (chefe, cônjuge, filho, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico etc.). O questionário dois contém informações sobre as despesas de cada unidade com melhoria (reforma) do domicílio, bens duráveis, etc.. O questionário três corresponde a uma caderneta de despesa coletiva, que engloba alimentação, higiene e limpeza, telefone etc. Nos questionários quatro e cinco, alvos do estudo, são apresentadas informações sobre os gastos mensais e recebimentos salariais e não-salariais reportados individualmente.

Nas informações sobre despesas, há diferentes períodos de referência, como sete, 30, 90 dias e seis meses.³ No caso dos recebimentos, utilizam períodos correspondentes a seis meses. Para a correção dos valores monetários estão disponíveis variáveis com valores do dispêndio e recebimento já ajustadas para o período-base de 15 de setembro de 1996, e com o objetivo de unificar os períodos de referência da pesquisa, também estão disponíveis variáveis com valores monetários anualizados e corrigidos por meio dos seus respectivos fatores de anualização.

A amostra abrangeu 46.393 pessoas em 16.013 unidades domiciliares.

3 Para transportes, alimentação fora de casa, fumo, leitura, jogos e apostas o período de referência é de 7 dias; para despesas com diversões e transportes, produtos farmacêuticos e artigos de tocador, o período de referência é de 30 dias; para despesas com serviços pessoais, papelaria, livros não-didáticos e assinatura de periódicos, brinquedos e materiais de recreação, roupas de homem, mulher e crianças, artigos de armarinho, tecidos e roupas de banho, cama e mesa, bolsas, calçados e cintos, utensílios avulsos e artigos de banheiro, copa e cozinha, viagens, serviços de assistência à saúde, veículos, serviços de cartório e outras despesas o período de referência é de 90 dias; para despesas familiares e práticas religiosas, jóias, outros imóveis, contribuições, transferências e encargos financeiros, educação, documentação, seguro e outros gastos com veículos o período de referência é de 6 meses.

A escolha do limite de idade na classificação do idoso (acima de 60 anos) baseia-se nos critérios da Organização Mundial da Saúde (OMS) para países em desenvolvimento.⁴ Das 16.013 unidades domiciliares, 3.664 apresentavam idosos, o que corresponde a 23% da amostra.

2.1 Origem da renda dos idosos

A Tabela 1 mostra que, para as três faixas salariais consideradas nas onze áreas de pesquisa da POF 1995/96 (Região Metropolitana de Porto Alegre, Curitiba, São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife, Fortaleza e Belém mais o município de Goiânia e o Distrito Federal), grande parte da renda dos idosos, cerca de 60% em média, provém do benefício previdenciário da aposentadoria. Com a universalização dos direitos sociais a partir da Constituição de 1988, estendeu-se o valor do benefício mínimo a um salário mínimo.⁵ Neste caso, o aumento do valor da aposentadoria serviu para substituir a precária renda proveniente do trabalho, principalmente nas classes salariais inferiores, pois o grupo de pessoas enquadradas nessas classes possui baixa instrução escolar e exerce trabalhos provavelmente manuais, que não exigem alta qualificação, o que dificulta a permanência no mercado de trabalho devido à frágil capacidade física dos mais velhos.

Com relação aos rendimentos provenientes do trabalho, para os homens que recebem até dois salários mínimos, cerca de 11,16% e 13,45% do volume total do recebimento mensal originam-se da atividade por conta própria e como empregado, respectivamente.

Wajnman *et al.* (1999) observaram que, em geral, os idosos que exercem atividades por conta própria são os que mais demoram para deixar a atividade laboral.

Observou-se, ainda, para as três faixas salariais, que há mais mulheres do que homens recebendo recursos originários de aluguel. Aproximadamente 10,76% do total dos proventos destinados às mulheres idosas, com mais de cinco salários mínimos, eram provenientes da renda do aluguel, contra 6,56% para os idosos homens. Neste caso, poderiam ser idosas viúvas que vão morar com seus filhos e, assim, alugam suas próprias casas para a moradia de outras famílias como forma de complementar a renda.

4 Marangone Camargo (1988, p. 450); Camarano e Medeiros (1999, p. 5) e *Active Ageing: a policy framework*. <http://www.who.int/hpr/ageing/ActiveAgeingPolicyFrame.pdf>. (26/06/2002).

5 Em 1981, no Nordeste, aproximadamente 60% dos homens idosos ganhavam menos de um salário mínimo mensal; no Sudeste, 33,5%. Em 1998, estas proporções passaram para 9,3% e 7,2%. (Camarano e Pascom, 2000).

Tabela 1
Distribuição (%) do Recebimento Mensal de Pessoas Idosas (mais de 60 anos)
para as Áreas de Pesquisa da POF 1995/96

Recebimento mensal	Salário Mínimo					
	(0 - 2]		(2 - 5]		(5 e mais)	
	homens	Mulheres	homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Empregado	13,45	8,32	14,78	8,03	12,39	3,70
Empregador	0,04	0,03	1,01	0,00	12,13	3,12
Conta própria	11,16	6,04	13,42	9,76	14,71	5,81
Aposentadoria*	67,50	71,87	60,55	60,04	53,67	69,40
Pensão	2,56	8,58	1,56	12,51	0,53	7,21
Aluguel	2,75	4,03	8,61	9,65	6,56	10,76
Auxílios**	2,55	1,13	0,06	0,00	0,00	0,00
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: POF 1995/96.

* públicas + privadas.

** Moradia, transporte e combustível.

Ao analisar os recursos destinados às mulheres idosas, uma observação torna-se necessária. No caso do benefício da aposentadoria, este pode ser originário de pensões deixadas pelos maridos, i.e., pode ocorrer uma ligeira confusão em distinguir aposentadoria e pensão por parte da entrevistada na hora de responder ao questionário da pesquisa. Wajnman *et al.* (1999) também recomendam cautela ao analisar discriminadamente pensões e aposentadorias para as mulheres.

Com relação ao trabalho do idoso durante a década de 80, Prata (1990), analisando dados da PNAD 1983, mostrou que 50% da população ocupada acima dos 60 anos exercia atividades laborais classificadas como conta própria, 40% era empregado com carteira assinada, 7,3% era considerada empregador e 4,0% não possuía nenhuma remuneração.

Camarano e Pascom (2000), analisando os dados da PNAD de 1998, mostraram que 50% e 40% da população economicamente ativa idosa (mais de 60 anos) era constituída por aposentados que trabalhavam no Nordeste e Sudeste, respectivamente. No entanto, a queda da participação do idoso no mercado de trabalho é bastante rápida, à medida que

avança sua idade. Os autores observaram que 70% dos idosos homens do Nordeste e 43,2% dos idosos do Sudeste exerciam o trabalho por conta própria, e cerca de 20,6% no Nordeste e 38,1% no Sudeste eram empregados. Foi observado, na PEA idosa, 54,3% de mulheres no Nordeste e 43,4% no Sudeste como trabalhadoras com vínculo empregatício e/ou que exerciam serviços por conta própria. Foi constatado, também, que o aposentado nordestino que trabalhava ganhava, em média, R\$ 205,35 a mais do que o que não trabalhava, enquanto que no Sudeste essa diferença chegou a R\$ 894,61 em 1998.

Outro aspecto que pode influenciar a atividade laboral dos idosos é a agregação domiciliar de parentes. Camarano e El Ghaouri (1999), analisando as PNADs de vários anos, perceberam que nas famílias que ganham até três salários mínimos a proporção de parentes ou agregados menores de 14 anos passou de 6% em 1991, para 7,5% em 1997, e nas famílias com renda mais alta, esses números passaram de 1,7% para 2,8% nos mesmos períodos citados. O aumento de mulheres jovens com filhos no domicílio leva, de certa forma, o idoso a trabalhar para garantir o sustento da família.

2.2 As despesas dos idosos nas áreas de pesquisa da POF 1995-96

Nesta seção são apresentadas as estatísticas referentes às despesas dos idosos com dispêndios não-alimentares e os gastos com alimentação realizados fora do domicílio. Essas informações provêm do caderno quatro da POF, que registra dispêndios de vários produtos para cada indivíduo da família, ignorando sua idade ou renda. Os produtos consumidos são agregados nos seguintes itens: despesas pessoais com o lar, com comunicação, transporte, alimentação fora de casa, derivados de fumo, jogos, lazer, produtos farmacêuticos, roupas, viagens, serviços de saúde, imóveis, educação e outras despesas.

As despesas consideradas coletivas e apresentadas nos cadernos 2 e 3 da POF, como produtos alimentícios, contas de luz, água, consertos de eletrodomésticos etc., não fizeram parte deste estudo, uma vez que não é possível identificar qual é o membro do domicílio que está consumindo o bem.

A Tabela 2 apresenta a distribuição porcentual das despesas individuais dos idosos, de acordo com cada faixa de renda, em 1996, para todas as áreas da pesquisa da POF. Além dos recebimentos mensais, foram somadas diversas fontes de rendimentos não-salariais como 13^o salário, FGTS, resgate de ativos etc.⁶ Observa-se que as principais despesas efetuadas pelos idosos, tanto homens como mulheres, estão relacionadas com a sua saúde. Na faixa de rendimento de até dois salários mínimos, cerca de 33,20% e 24,38% do

6 Os rendimentos não-salariais citados, já deflacionados (período de referência = 15/09/1996), foram todos somados e divididos por doze. Em seguida, foram convertidos em salários mínimos (SM=R\$ 112,00) e somados novamente, dessa vez aos recebimentos mensais.

total despendido foram gastos em produtos farmacêuticos por idosas e idosos, respectivamente, enquanto o gasto com serviços de saúde para esta faixa de rendimento foi de 6,01% para homens e 9,37% para mulheres. Percebe-se que aumentando o rendimento diminui a participação relativa dos produtos farmacêuticos e aumentam os gastos com serviços de saúde. Para idosos e idosas com rendimentos superiores a cinco salários mínimos, cerca de 4,72% e 8,20% dos gastos foram efetuados com produtos farmacêuticos, enquanto que com serviços de saúde tais gastos foram de 13,86% e 21,28%. Os indivíduos que estão em melhor condição financeira utilizam serviços de saúde particulares, mantendo a saúde preventiva, diminuindo, assim, a frequência de aquisição de medicamentos para algum problema de saúde já estabelecido.

Ocké Reis (2000), analisando detalhadamente os dados de consumo que compõem os agregados de saúde (produtos farmacêuticos e serviços de saúde) da POF 1995/96, mostrou que os gastos dos idosos (mais de 60 anos) concentravam-se, primeiramente, em remédios e planos de saúde empatados em relação ao total (em média, 40%), seguidos de gastos com profissionais de saúde (em média, 28%), óculos (em média, 6%), e prestadores hospitalares e serviços terapêuticos representando, em média, cerca de 4% cada um. O autor, entretanto, não analisou este dispêndio desagregando por renda e sexo.

Evidentemente, com o avanço da idade biológica, a debilitação das condições físicas deixa as pessoas mais vulneráveis, aumentando a demanda por medicamentos e, principalmente, por serviços públicos nos setores de saúde. (Saad, 1990). Por outro lado, Camarano e El Ghaouri (1999) e Nunes (1999) apontam que com o aumento da esperança de vida pode ocorrer melhora das condições de saúde dos idosos, o que possibilita aumento de consumo de outros bens e serviços que não os de saúde.

Fuchs (1998), ao analisar o dispêndio dos idosos americanos (mais de 65 anos), mostrou que em 1995 cerca de 9 mil dólares por pessoa foram gastos em cuidados médicos e 11 mil dólares da renda disponível foram despendidos em outros bens e serviços. Observou-se que os gastos com saúde ocupam boa parte da renda disponível dos idosos. O mesmo autor, analisando dados de 1997, mostrou que 35% do consumo total dos idosos foi gasto com cuidados médicos e 65% com outros bens e serviços. (Fuchs, 2001).

Tabela 2**Distribuição Porcentual de Despesas dos Homens e Mulheres (mais de 60 anos) Segundo a Classe de Rendimento para as Áreas de Pesquisa da POF 1995/96¹**

Natureza da despesa	Salários mínimos					
	[0 - 2]		(2 - 5]		(5 e mais)	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Produtos farmacêuticos	24,38	33,20	17,22	19,95	4,72	8,20
Serviços de Assis. à Saúde	6,01	9,37	18,20	25,85	13,86	21,28
Pessoais ²	7,59	10,98	6,90	13,14	4,76	11,28
Roupas ³	2,91	4,79	2,23	6,05	1,91	4,09
Lazer ⁴	2,62	1,80	1,60	1,27	3,48	1,59
Jogos e apostas	4,95	3,58	5,05	2,31	1,07	0,33
Comunicação e transporte	15,12	9,75	14,98	8,58	7,90	6,63
Alimentação fora de casa	14,54	7,36	7,06	3,40	7,68	4,60
Fumo	7,51	4,36	5,28	1,71	0,73	0,81
Viagens	2,41	2,64	5,32	1,70	5,02	4,90
Lar ⁵	1,03	2,69	1,04	3,31	0,34	1,20
Educação	1,16	1,17	1,09	2,02	3,88	2,71
Outros imóveis	0,29	0,91	0,93	0,33	17,72	14,93
Outras despesas ⁶	9,64	7,40	12,63	10,39	26,93	17,46
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: POF 1995/96.

¹ Foram utilizados somente idosos que declaram ter alguma fonte de rendimento.

² Inclui artigos de toucador, serviços pessoais, bolsas, calçados, cintos, jóias, artigos de papelaria, livros não didáticos, brinquedos e materiais de recreação e outras despesas.

³ Inclui roupas de homens, mulheres e crianças.

⁴ Leitura, diversão e esportes.

⁵ Inclui artigos de armarinho, utensílios domésticos e artigos de copa, cozinha, cama, mesa e banho.

⁶ Serviços de cartório, profissionais liberais, festas, cerimônias religiosas e despesas com automóveis.

Muitos dos itens despendidos reforçam a hipótese da participação do idoso agindo como assistencialista com os parentes mais próximos, seja com o cônjuge, filhos ou netos na manutenção do lar. De acordo com Camarano e Pascom (2000), a transferência de apoio intergeracional assume cada vez mais o caráter bidirecional, em que não só os jovens auxiliam os mais velhos, mas também os mais velhos ajudam os mais jovens. Na Tabela 2 observa-se, por exemplo, que 7,48% das despesas das mulheres idosas, que recebem até dois salários mínimos de rendimentos, foram despendidos com itens de manutenção do lar e aquisição de roupas (homens, mulheres e crianças).⁷ Este tipo de despesa é comum ficar sob a responsabilidade da mulher, idosa ou não, já que é ela a que mais

⁷ 7,48% corresponde à soma dos dois agregados de consumo citados (lar + roupas).

exerce atividades domésticas. O homem idoso chefe de domicílio contribui com dinheiro e com outros tipos de gastos, como educação de filhos e netos, lazer, viagens etc..

Existe uma parcela considerável dos gastos dos idosos com comunicação e transporte e alimentação fora de casa. A Tabela 2 mostra que os homens idosos, com fontes de zero a dois e de dois a cinco salários mínimos, gastam, aproximadamente, 15% do seu dispêndio total com comunicação e transporte, enquanto as mulheres gastam em torno de 9%. Para aqueles que ganham mais de cinco salários mínimos, o gasto com este grupo foi de cerca de 7,90% para os homens e 6,63% para as mulheres. O agregado transporte inclui despesas com ônibus, metrô, combustível etc.. Os idosos mais pobres, residentes nas periferias das grandes cidades, trabalham para complementar a renda familiar e, portanto, gastam mais com locomoção⁸ e alimentação fora do domicílio.

2.3 Comparação das despesas das famílias com idosos e famílias sem idosos nas áreas de pesquisa da POF 1995-96

Nesta seção, os gastos individuais (de idosos e não idosos) foram agregados dentro de cada família, e o total dividido pelo número de membros da família para obter o dispêndio *per capita*.⁹ A utilização de gasto familiar *per capita* se justifica pelo fato de não se poder garantir se o produto adquirido por um indivíduo é consumido pelo mesmo indivíduo ou por outro membro da família. Por exemplo, se um idoso está debilitado e acamado, possivelmente outro membro da família esteja realizando compras de medicamentos para ele.

As famílias com idosos e sem idosos das regiões metropolitanas de Curitiba e Porto Alegre foram as que apresentaram o maior dispêndio *per capita* mensal, superior a R\$ 200 e R\$ 150 por mês, respectivamente. Os menores dispêndios foram os das famílias com idosos e sem idosos residentes nas regiões metropolitanas de Salvador, Recife, Fortaleza e Belém, apresentando gastos próximos de R\$ 90,00 por mês para ambas as estruturas familiares.

8 A lei Nº 3.651 de 1997 dispõe sobre o estatuto do idoso. O Art. 44 cita: "Aos maiores de sessenta anos fica assegurada a gratuidade nos transportes coletivos públicos, urbanos e semi-urbanos." (<http://www21.brinkster.com/forumpneirj/>)

9 Foi restringido o universo da análise às famílias que possuem pelo menos um idoso, e esse se exerce ou não a condição de chefia, e as famílias que não possuem idosos.

A Tabela 3 apresenta a distribuição percentual de despesas das famílias que possuem pelo menos um idoso e das que não possuem. Constata-se que não foram observadas variações discrepantes para a maioria dos dispêndios entre as duas estruturas familiares por região. O que chama a atenção, conforme o esperado, é o dispêndio com serviços de saúde e produtos farmacêuticos da família que possui idoso, sendo superior (entre 3 e 5 pontos percentuais) ao da família não-idosa. Este fenômeno aconteceu para as quatro regiões estudadas. No comparativo entre as regiões estudadas, não se observaram grandes variações nos dispêndios familiares. Por exemplo, o percentual gasto em produtos farmacêuticos pelas famílias idosas, nas metrópoles da região Sudeste, foi semelhante ao percentual das outras regiões. Ainda com base nos dados da Tabela 3, observa-se que cerca de 10% do orçamento familiar foi despendido com o agregado “viagens”, no Distrito Federal e em Goiânia, enquanto nas áreas metropolitanas das demais regiões o dispêndio ficou em torno de 3 e 5 pontos percentuais.

Conforme o esperado, itens relacionados à saúde (produtos farmacêuticos e serviços de saúde) ocupam uma parcela considerável na estrutura de consumo das famílias que possuem um ou mais idosos. Em média, para as quatro regiões, foi gasto em torno de 8% do orçamento em produtos farmacêuticos. As famílias sem idosos gastaram em torno de 5%. Um diferencial maior correspondeu ao dispêndio com serviços de assistência à saúde, ocupando 13%, em média, do total das despesas das famílias idosas, e 8%, em média, das não-idosas.

Outros dois itens que apresentaram alta proporção de gastos foram comunicação e transporte e alimentação fora de casa. Tanto para as famílias idosas quanto para as não-idosas, estes dois agregados corresponderam, juntos, a mais de 20% do dispêndio familiar na maioria das regiões. O fato é explicado pela participação, no mercado de trabalho, de quase todos os integrantes da família, principalmente as mulheres, aumentando, assim, os gastos com locomoção até o trabalho (ônibus, metrô, táxis, combustível, estacionamentos etc.) e de refeições realizadas em restaurantes e lanchonetes, características comuns de quem reside nas grandes cidades.

Tabela 3
Distribuição Porcentual das Despesas das Famílias que Possuem Idosos e das que não Possuem Idosos, Segundo as Áreas de Pesquisa das POF 1995/96¹

Tipo de despesa	Áreas metropolitanas						Goiânia e	
	Região Sudeste		Região Nordeste		Região Sul		Distrito Federal	
	idosa	não idosa	idosa	não idosa	idosa	não idosa	idosa	não idosa
Produtos farmacêuticos	8,0	5,8	8,7	4,9	8,0	5,3	8,4	5,2
Serviços de Assis. Saúde	13,6	8,9	13,0	7,9	12,2	7,7	11,3	8,8
Pessoais ²	10,2	11,1	12,8	13,2	10,9	12,6	12,9	12,4
Roupas ³	4,9	6,2	6,9	7,9	11,6	8,8	7,4	8,4
Lazer ⁴	4,2	5,3	3,9	4,2	3,9	6,0	4,2	4,2
Jogos e apostas	1,2	0,9	0,9	0,7	1,1	0,6	2,5	0,8
Comunicação e transporte	13,2	15,6	13,2	15,1	8,7	13,1	11,1	14,7
Alimentação fora de casa	10,3	10,7	9,4	11,6	6,6	9,8	6,5	9,8
Fumo	2,3	3,0	1,9	2,2	2,2	2,8	1,3	1,4
Viagens	4,2	3,4	3,5	3,5	5,0	4,5	10,1	5,9
Lar ⁵	0,7	0,8	1,5	1,5	1,3	1,2	1,2	1,2
Educação	6,1	7,8	7,2	11,8	5,7	9,0	3,7	8,1
Outros imóveis	1,8	2,2	2,6	1,6	4,2	2,2	2,9	2,7
Outras despesas ⁶	19,2	18,3	14,6	14,1	18,5	16,3	16,3	16,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: POF 1995/96.

¹ Foram utilizados somente indivíduos que declararam ter alguma fonte de rendimento.

² Inclui artigos de toucador, serviços pessoais, bolsas, calçados, cintos, jóias, artigos de papelaria, livros não didáticos, brinquedos e materiais de recreação e outras despesas.

³ Inclui roupas de homens, mulheres e crianças.

⁴ Leitura, diversão e esportes.

⁵ Inclui artigos de armarinho, utensílios domésticos e artigos de copa, cozinha, cama, mesa e banho.

⁶ Serviços de cartório, profissionais liberais, festas, cerimônias religiosas e despesas com automóveis.

As despesas pessoais também ocupam uma parcela considerável dos gastos familiares variando entre 10 e 13% para todas as famílias.

3 Variáveis utilizadas e modelo econométrico

3.1 Modelo econométrico

Para comparar o consumo das famílias que possuem idosos com o daquelas que não possuem, adotou-se, neste estudo, o modelo *logit*. Este modelo é adequado para o caso em que a variável dependente (y) tem natureza dicotômica, i.e., assume valores 0 e 1. Pressupõe-se que determinadas variáveis, como idade, sexo, renda, estado civil, raça, tamanho da família etc., influenciam a decisão de “consumir” ou “não consumir” tal produto.

Considere o seguinte modelo econométrico:

$$y_i = X_{1i}\beta_1 + X_{2i}\beta_2 + \varepsilon_i$$

onde:

y_i é a variável dependente que assume valor “1” se a família i adquirir o item do respectivo agregado e “0” caso contrário¹⁰;

X_{1i} representa as variáveis exógenas que afetam a decisão de compra da família, como idade, renda e tamanho da família, e escolaridade e emprego do chefe;

X_{2i} são variáveis de controle, como a localização da família;

β 's são os parâmetros a serem estimados, e

ε é o termo estocástico que atende às pressuposições básicas do modelo.

Espera-se que um aumento na renda da família aumente a probabilidade de se consumir algum produto do respectivo agregado analisado para ambas as estruturas familiares.

10 Os itens de consumo analisados correspondem a agregados relativos a produtos farmacêuticos, serviços de assistência à saúde, bens pessoais, derivados de fumo, roupas, comunicação e transporte, alimentação fora do domicílio, viagens e lazer.

O sinal do coeficiente da variável tamanho da família dependerá exclusivamente do tipo de bem analisado. Por exemplo, é esperado um sinal positivo para a equação de dispêndio com roupas de ambas as famílias, mas poderia ser esperado um sinal negativo na equação de dispêndio com viagens.

Pode-se esperar uma relação positiva entre a escolaridade do chefe e os dispêndios analisados. Por exemplo, um sinal positivo para a educação na equação de serviços de assistência à saúde indicaria que um aumento no nível de conhecimento do chefe aumenta a probabilidade de se realizar tratamentos preventivos.

Para os coeficientes de faixas etárias, os resultados esperados dependem do agregado de consumo analisado. Por exemplo, no agregado produtos farmacêuticos e assistência médica é esperado sinais positivos à medida que aumenta a idade, indicando uma maior demanda por este tipo de bem, já que existem as chamadas doenças crônico-degenerativas. Por outro lado, nos agregados de viagens, alimentação fora do domicílio, transporte e roupas, no Brasil, espera-se menor consumo quanto mais idoso é o indivíduo, já que estes têm mais restrições de locomoção.

3.2 Descrição das variáveis

A média, desvio padrão e a descrição de cada variável usada na estimação estão apresentados na Tabela 4.

Foram criados dois arquivos para análise, sendo um constituído de famílias (unidades de consumo) chefiadas por idosos com ou sem indivíduos não-idosos e outro com famílias sem nenhum idoso. O arquivo com idosos totalizou 2.911 observações, representando 18% de todas as observações da pesquisa. Das famílias que não possuem idosos, o arquivo contém 12.082 observações, representando 75,3% das 16.043 observações. Das demais observações da amostra total, cerca de 6,8% eram de famílias que possuíam idosos, mas que não eram chefes em seus domicílios e observações com valores perdidos.

Observa-se que a renda mensal *per capita* da família na qual o idoso é chefe é maior (R\$ 572,80) do que em família sem nenhum idoso (R\$ 382,40). Essa diferença deve-se, possivelmente, à presença de parentes mais jovens morando com os idosos ou vice-versa, aumentando, assim, a renda da família. Quase não existe diferença entre a renda média do chefe idoso (R\$ 773,00/mês) e a renda do chefe não-idoso (R\$ 788,76/mês), de acordo com os dados da POF.

Tabela 4
Média e Desvio Padrão das Variáveis

Variáveis	Descrição das variáveis	Família com idoso		Família sem idoso	
		média	d.p.	média	d.p.
Renda per capita	= renda familiar total / membros da família.	572,8	29311,72	382,4	15270,32
Tamanho da família	= número de indivíduos na família.	3,17	59,91	3,87	50,45
Faixas etárias					
Faixa1 (até - 17)	= 1 se a família tem indivíduos com até 17 anos.	0,27	12,63	0,74	12,20
Faixa2 (18 - 30)	= 1 se a família tem indivíduos entre 18 e 30 anos.	0,33	13,57	0,58	13,71
Faixa3 (31 - 51)	= 1 se a família tem indivíduos entre 31 e 51 anos.	0,36	13,80	-	-
Faixa4 (52 - 64)	= 1 se a família tem indivíduos entre 52 e 64 anos.	0,46	14,32	-	-
Faixa5 (65 - 75)	= 1 se a família tem indivíduos entre 65 e 75 anos.	0,57	14,21	-	-
Faixa6 (76 - Mais)	= 1 se a família tem indivíduos com mais de 76 anos.	0,22	11,98	-	-
Faixa3 (31 - 41)	= 1 se a família tem indivíduos entre 31 e 41 anos.	-	-	0,51	13,91
Faixa4 (42 - 51)	= 1 se a família tem indivíduos entre 42 e 51 anos.	-	-	0,35	13,29
Faixa5 (52 - 59)	= 1 se a família tem indivíduos entre 52 e 59 anos.	-	-	0,16	10,36
Trabalho do Chefe	= 1 se trabalha.	0,30	13,20	0,91	7,78
Escolaridade do Chefe					
Educ4 (menos de 4)	= 1 se tem menos de 4 anos.	0,63	13,32	0,35	13,33
Educ8 (entre 5 e 8)	= 1 se tem entre 5 e 8 anos.	0,14	10,21	0,28	12,58
Educ11 (entre 9 e 11)	= 1 se tem entre 9 e 11 anos.	0,12	9,33	0,20	11,21
Educ14 (mais de 12)	= 1 se tem mais de 12 anos.	0,096	8,48	0,15	10,05
RM de São Paulo	= 1 se a família está localizada na RM de São Paulo.	0,34	13,59	0,35	13,26
RM do Rio de Janeiro	= 1 se a família está localizada na RM do Rio de Janeiro.	0,28	12,92	0,22	11,55
RMs de Belo Horizonte, Porto Alegre e Recife	= 1 se a família está localizada na RM de Belo Horizonte, Porto Alegre e Recife.	0,19	11,22	0,20	11,29
RMs de Salvador, Fortaleza e Curitiba	= 1 se a família está localizada na RM de Salvador, Fortaleza e Curitiba.	0,13	9,75	0,15	9,83
RM de Belém, Distrito Federal e Goiânia	= 1 se a família está localizada na RM de Belém, Distrito Federal e Goiânia	0,06	6,56	0,08	12,73

Famílias sem idosos apresentam tamanho superior (média de 3,87 indivíduos) com relação às famílias com pelo menos um idoso (3,17).

Em média, o chefe idoso apresenta escolaridade inferior à outros chefes, refletida, principalmente, pelas baixas taxas de acesso escolar no passado. Aproximadamente 63% dos chefes possuem menos de 4 anos de estudo, 14% de 5 a 8 anos, 12% de 9 a 11 anos e apenas 9,6% possuem 12 anos ou mais de escolaridade. Com relação ao chefe não-idoso, o nível de instrução melhora de forma significativa, isto é, cerca de 35% possuem menos de quatro anos de estudo, 28% de 5 a 8 anos, 20% de 9 a 11 anos e 15% possuem mais de 12 anos, sugerindo que, no futuro, o idoso estará mais instruído que nos dias atuais e que poderá apresentar um padrão de vida melhor.

As variáveis para as regiões foram divididas de acordo com o tamanho da população. Segundo os dados da POF 1995-96, a região metropolitana (RM) de São Paulo possuía cerca de 15,8 milhões de habitantes, seguida da região metropolitana do Rio de Janeiro com 10 milhões, RMs de Belo Horizonte, Porto Alegre e Recife com 3,17 milhões (média), RMs de Salvador, Fortaleza e Curitiba com 2,4 milhões (média) e, finalmente, a RM de Belém mais o Distrito Federal e Goiânia com, aproximadamente, 1,2 milhão (média) de habitantes.

A maioria das famílias com idosos chefes (62%) e sem idosos (57%) está localizada nas duas regiões metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro.

4 Discussão dos resultados

4.1 O modelo e seus resultados

Nas Tabelas 5 e 6 são apresentados os efeitos marginais e os testes das equações propostas do modelo *logit* para alguns dos agregados de consumo mais representativos das famílias que apresentam chefe idoso e daquelas que não apresentam idosos, respectivamente. Todas as equações foram ponderadas pelo fator de expansão da amostra.

O teste do multiplicador de Lagrange, que testa se todos os coeficientes de inclinação são zero, foi altamente significativo para cada equação, indicando que as variáveis pré-escolhidas explicaram satisfatoriamente o consumo dos agregados analisados.

A seguir, serão comentados os resultados de acordo com cada variável (ou grupo de variáveis) utilizada(o) nas estimações.

4.1.1 A variável renda *per capita*

Pode-se observar que, para a maioria dos dispêndios analisados, o coeficiente da renda *per capita*, que é o efeito marginal, foi significativo e positivo, indicando, de acordo com o esperado, que quanto maior a renda maior o consumo. No entanto, para as famílias que possuem idosos, quanto maior a renda *per capita*, menor a probabilidade de adquirir produtos derivados do fumo. Isso pode estar refletindo possivelmente o fato de as famílias com idosos terem uma renda *per capita* média superior à das famílias sem idosos (ver Tabela 4), conseqüência, provável, de um maior nível de instrução dos membros não-chefes (variável não incluída nas equações) e, conseqüentemente, uma maior conscientização dos malefícios causados pelo fumo.

A variável renda só não se mostrou estatisticamente significativa a até 10% para despesas de lazer em famílias idosas.

4.1.2 A variável tamanho da família

Observou-se que o aumento do número de integrantes das famílias aumenta a probabilidade de aquisição da maioria dos bens e serviços analisados. Apenas despesas com produtos farmacêuticos e serviços de saúde para as famílias idosas, e despesas com lazer, para ambas as estruturas familiares, tiveram os coeficientes não significativos.

Não foi constatado o fenômeno de economia de escala ao se analisar as equações de bens e serviços, isto é, o aumento do tamanho da família não reduziu o consumo.

Smallwood e Blaylock (1981) analisaram dados de consumo de 15 mil famílias entre 1977 e 1978, de 48 estados americanos, e observaram que ao controlar a renda familiar, aumentando o tamanho da família diminuía a aquisição de produtos alimentícios, como óleos, carne de frango e bebidas alcoólicas. Deaton e Paxson (1998), analisando dados de consumo de sete países, também constataram que houve uma grande associação negativa entre gasto *per capita* com alimentos e tamanho da família na África do Sul, Paquistão e Tailândia.

Recentemente, estudos mostram tendências de que o aumento do número de pessoas dentro de uma mesma família caracteriza-se mais pelo aumento dos (re)casamentos¹¹ do

que pelo nascimento de filhos. Segundo Camarano *et al.* (1999), entre 1987 e 1997 houve uma diminuição relativa da faixa etária correspondente a indivíduos entre 0 e 9 anos nas famílias não-idosas, explicada pela queda das taxas de fecundidade. Porém, aumentou o número de indivíduos entre 40 e 49 anos, devido ao aumento das taxas de nupcialidade. Nas famílias idosas, observaram-se diminuições de indivíduos entre 0 e 4 anos no mesmo período. Segundo os autores, esse fato pode ter ocorrido devido às quedas de fecundidade de filhos que moram com os pais, ou, ainda, de idosos que teriam se recasado com mulheres mais jovens. Outro ponto a ser destacado é que, no período analisado, a proporção de filhos adultos (maiores de 21 anos) morando com os pais idosos passou de 19,5% para 21,6%.

4.1.3 As variáveis faixas etárias

Os resultados indicam que, conforme o esperado, à medida que os indivíduos vão envelhecendo, aumenta a probabilidade de despendem com produtos e serviços relacionados à saúde. Todos os coeficientes das variáveis 'faixas etárias' das famílias com idosos e sem idosos mostraram-se positivos e significativos para o grupo de serviços de saúde, evidenciando uma maior probabilidade de consumo com relação a este agregado nas diversas faixas etárias consideradas relativamente aos menores de 18 anos (variável omitida).

No caso dos gastos com produtos farmacêuticos, observou-se que indivíduos mais velhos (FAIXA3 até FAIXA6), das famílias idosas, apresentam maior probabilidade de gastar relativamente a indivíduos com menos de 18 anos (faixa omitida). Nas famílias não-idosas, o resultado mostrou-se significativo apenas para os indivíduos entre 52 e 59 anos (FAIXA5), isto é, essas pessoas demandam mais bens e serviços de saúde do que quando mais jovens. Para as faixas etárias mais baixas – FAIXA2 a FAIXA4 – observou-se que os coeficientes para produtos farmacêuticos apresentaram os sinais esperados, isto é, positivos, mas os testes não foram significativos.

Rocha (1996), analisando dados da ENDEF 74/75 e POF 86/87, argumenta que com a carência dos serviços de saúde públicos, manifestada pela dificuldade de atendimento, baixa qualidade e falta de infra-estrutura, as despesas com planos de saúde privados ganharam considerável importância no orçamento familiar.

Evidentemente, pessoas em idade avançada tendem a apresentar diversos problemas de saúde. Fuchs (1998) argumenta que com o envelhecimento os indivíduos começam a

11 O termo corresponde aos casamentos de indivíduos já divorciados.

demandar mais cuidados com a saúde, e com isso acabam concentrando seus gastos mais nos agregados de saúde do que em outros bens e serviços. O autor, analisando o dispêndio dos idosos (mais de 65 anos) nos Estados Unidos, mostrou que os indivíduos com mais de 85 anos despenderam, em média, cerca de 19 mil dólares em 1995 com cuidados médicos contra apenas cinco mil dólares com outros bens e serviços, e os indivíduos entre 65 e 74 anos, seis mil dólares de gastos em saúde e 13 mil dólares de gastos com outros bens e serviços. Proporcionalmente, os gastos exclusivos com cuidados de saúde são responsáveis por uma considerável fatia das despesas dos idosos.

A maioria das pessoas com mais de 75 anos apresenta-se com uma condição de saúde muito vulnerável em razão das doenças crônico-degenerativas, como, por exemplo, estrutura óssea debilitada, o que provoca um alto índice de acidentes, impedindo-os, muitas vezes, de realizar certos tipos de atividade, como trabalhar, viajar, praticar esportes, ir a restaurantes, entre outras. Os resultados mostraram, conforme o esperado, que esses indivíduos (FAIXA6) possuem menor probabilidade de adquirirem itens de comunicação e transporte, alimentação fora do domicílio, roupas, derivados de fumo e viagens do que os mais jovens.

Os resultados também evidenciaram que os indivíduos das FAIXAS 2, 4 e 5 na equação com idosos, e os das FAIXAS 3, 4 e 5, na equação de não-idosos, ocupam mais o seu tempo com atividades de lazer (leitura, diversão e esportes) do que os da FAIXA1.

Em geral, os indivíduos nas faixas etárias intermediárias, isto é, dos 20 aos 50 anos, apresentaram maiores probabilidades de despender com roupas, viagens, comunicação e transporte, alimentação fora de casa e lazer, tanto nas equações das famílias com idosos como nas famílias sem idosos. Esses gastos são perfeitamente justificados, por se tratar de indivíduos em plena atividade laboral.

4.1.4 A variável trabalho do chefe¹²

Observou-se que os chefes não-idosos que trabalham têm maior probabilidade de consumir bens de comunicação e transporte, alimentação fora do domicílio, bens pessoais e roupas do que os que não trabalham. Observou-se, também, que existe uma menor proba-

12 Os dados da POF 95/96 mostram que a proporção de chefes nas famílias não-idosas corresponde a 78% de homens e 22% de mulheres, e para as famílias idosas, existem bem mais mulheres chefes (41%) relativamente aos homens (59%). Essa situação é explicada pelo fato de existirem mais mulheres idosas sozinhas, principalmente em situação de viuvez, do que homens. Estes, por sinal, encontram mais facilidade para se casar novamente com mulheres mais jovens. (Camarano *et al.*, 1999).

bilidade de estes efetuarem gastos com produtos farmacêuticos e mais com serviços de saúde, o que indica que estão em melhores condições de saúde por realizarem, possivelmente, tratamentos preventivos por meio do uso de planos privados, tratamentos homeopáticos, “*check-ups*” etc..

Esperava-se que os idosos que trabalhassem apresentassem melhores condições de saúde e, portanto, pudessem apresentar também um comportamento de consumo de produtos farmacêuticos e serviços de saúde semelhante ao dos chefes não-idosos. Os coeficientes para estes dois grupos de consumo foram negativos, mas não foram estatisticamente significativos a 10%.

Segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 1998, dos chefes idosos ocupados e que residem nas áreas urbanas cerca de 44% procuraram atendimento à saúde para exames de rotina ou de prevenção, 29% procuraram por motivo de doença e 27% devido a problemas odontológicos, tratamentos ou reabilitações e acidentes ou lesões.

4.1.5 A variável escolaridade dos chefes

Analisando o nível de instrução dos chefes idosos e não-idosos na tentativa de explicar o consumo, observou-se que à medida que aumenta o grau de escolaridade, aumenta a probabilidade de dispêndio da maioria dos agregados de consumo (variável EDUC4 omitida). Pode-se dizer que um melhor nível do poder aquisitivo é reflexo da maior escolaridade e, portanto, maior probabilidade de consumir. Entre os resultados encontrados, o mais interessante foi a constatação de menor probabilidade de despender com derivados de fumo por parte de indivíduos chefes não-idosos mais instruídos (variáveis EDUC11 e EDUC14), indicando, possivelmente, que estes estão mais conscientizados dos graves problemas de saúde que cigarros, charutos, cigarrilhas podem causar. Para os chefes idosos, observaram-se, para este grupo de consumo, sinais negativos para as variáveis EDUC8 e EDUC11, mas os coeficientes não foram significativos.

Tabela 5
Efeitos Marginais da Regressão de Logits para Famílias com Idosos

Variáveis	Natureza da despesa									
	Produtos Farmacêut.	Serviços de Ass. Saúde	Pessoais	Derivados de Fumo	Roupas	Comunicação e transporte	Alimentação fora do domicílio	Viagens	Lazer	
Constante	-0,032 (1,06)	-0,426 (-10,60)*	-0,0041 (-0,24)	-0,339 (-11,11)*	-0,248 (-6,48)*	-0,179 (-4,84)*	-0,421 (-10,58)*	-0,487 (-16,49)*	-0,269 (-10,59)*	
RENPC	0,000034 (2,98)*	0,000213 (8,68)*	0,000049 (4,32)*	-0,000022 (-1,76)**	0,000089 (6,29)*	0,000074 (4,87)*	0,00012 (7,41)*	0,000076 (7,71)*	-0,000013 (-1,69)**	
TFAM	0,0092 (1,55)	0,0030 (0,44)	0,0181 (4,09)*	0,032 (5,97)*	0,0486 (5,18)*	0,04402 (5,35)*	0,0524 (6,74)*	0,0068 (1,37)	-0,0053 (-1,05)	
FAIXA2 (18 – 30)	-0,019 (-0,90)	0,095 (3,65)*	0,0713 (4,81)*	0,016 (0,78)	0,18 (6,65)*	0,2102 (7,82)**	0,142 (5,40)*	0,04562 (2,35)**	0,06708 (3,63)*	
FAIXA3 (31 – 51)	0,0838 (4,11)*	0,118 (4,82)*	0,0229 (1,78)**	0,1262 (6,66)*	0,1406 (5,54)*	0,209 (8,21)*	0,1807 (7,29)*	0,0526 (2,87)*	0,0742 (4,30)*	
FAIXA4 (52 – 64)	0,1271 (5,80)*	0,0365 (1,37)	0,0358 (2,81)*	0,0484 (2,25)**	0,0608 (2,33)**	0,1609 (6,40)*	0,0363 (1,34)	0,0278 (1,37)	0,0404 (2,16)**	
FAIXA5 (65 – 75)	0,0530 (2,38)**	0,0415 (1,55)	0,0191 (1,48)	0,0139 (0,64)	0,00602 (2,22)	-0,035 (-1,34)	-0,00117 (-0,04)	0,016 (0,78)	0,03808 (2,03)**	
FAIXA6 (76 +)	0,042 (1,79)**	0,0713 (2,49)**	-0,0114 (-0,86)	-0,07215 (-2,92)*	-0,1585 (-5,55)*	-0,0754 (-2,75)*	-0,0875 (-2,92)*	-0,0583 (-2,51)**	0,0207 (0,99)	
CHEFE – TRABALHA	-0,01917 (-1,05)	-0,0239 (-1,02)	-0,00431 (-0,40)	0,0158 (0,86)	0,052 (2,29)**	0,0688 (3,06)*	0,0686 (2,96)*	-0,0141 (-0,80)	0,083 (5,34)*	
EDUC8	0,0987 (3,97)*	0,176 (6,01)*	0,0588 (3,95)*	-0,0389 (-1,54)	0,0106 (0,37)	0,0571 (2,08)**	0,063 (2,16)**	0,0598 (2,67)*	0,173 (9,13)*	
EDUC11	0,0166 (0,64)	0,2572 (7,52)*	0,0565 (3,26)*	-0,0209 (-0,73)	-0,0074 (-0,23)	0,0808 (2,58)*	-0,0648 (-1,86)**	0,0117 (0,45)	0,106 (4,70)*	
EDUC14	0,0532 (0,64)	0,276 (5,92)*	0,0876 (3,06)	0,0127 (0,38)	-0,0026 (-0,06)	0,232 (5,18)*	-0,0062 (-0,23)	0,207 (7,66)*	0,209 (8,39)*	
RM do Rio de Janeiro	0,066 (3,36)**	0,136 (5,08)*	0,0306 (2,72)*	-0,00025 (-0,01)	-0,0396 (1,58)	-0,0925 (-3,75)*	-0,0062 (-0,23)	0,1632 (7,27)*	-0,1072 (-6,12)	
RMs de B. Horizonte, Porto Alegre e Recife	0,1036 (4,34)*	0,1207 (3,96)*	0,03914 (2,86)**	-0,018 (-0,73)*	0,138 (4,66)*	-0,1087 (-4,07)*	-0,0529 (-1,73)**	0,214 (8,91)*	-0,2101 (-9,31)*	
RMs de Salvador, Fortaleza e Curitiba	-0,0821 (-3,06)*	0,0282 (0,76)	-0,0033 (-0,23)	-0,0519 (-1,84)**	0,143 (4,21)*	-0,13 (-4,07)*	-0,0242 (-0,70)	0,1915 (7,17)*	-0,196 (-7,59)*	
RM de Belém, Distrito Federal e Goiânia	0,0965 (2,48)**	0,0221 (0,45)	0,00512 (0,24)	-0,156 (-3,64)*	0,0812 (1,69)**	-0,134 (-2,94)*	-0,0637 (-1,30)	0,184 (5,22)*	-0,125 (-3,83)*	
Teste razão verossimilhança	129,46*	485,57*	286,70*	276,15*	581,05*	778,19*	563,15*	361,82*	333,21*	

Obs: Os testes Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

* Denota significância ao nível de 1%. ** Denota significância ao nível de 5%. *** Denota significância ao nível de 10%.

Total de observações: 2.911.

Tabela 6
Efeitos Marginais da Regressão de Logits para Famílias sem Idosos

Variáveis	Natureza da despesa									
	Produtos Farmacêuticos	Serviços de Ass. Saúde	Pessoais	Derivados de fumo	Roupas	Comunicação e transporte	Alimentação fora do domicílio	Viagens	Lazer	
Constante	-0,00552 (-0,24)	-0,588 (-21,92)*	0,0010 (0,19)	-0,218 (-9,53)*	-0,0679 (-3,62)*	0,0386 (2,46)**	-0,187 (-8,10)*	-0,548 (-25,44)*	-0,295 (-15,82)*	
RENPC	0,000016 (1,64)***	0,000359 (18,77)*	0,00011 (19,76)**	0,000022 (2,29)**	0,000071 (6,41)*	0,000055 (5,13)*	0,00023 (13,96)*	0,000097 (10,61)*	0,000039 (5,44)*	
TFAM	0,0199 (7,04)*	0,0163 (5,22)*	0,0066 (7,52)*	0,0138 (4,49)*	0,0199 (7,74)*	0,0135 (6,41)*	0,0198 (6,83)*	0,00248 (0,98)	0,0031 (1,27)	
FAIXA2 (18 – 30)	0,013 (1,38)	0,0409 (3,52)*	0,010 (3,49)*	-0,042 (-4,07)*	0,0703 (8,06)*	0,0363 (4,89)*	0,0424 (4,06)*	0,0677 (7,10)*	0,0013 (1,52)	
FAIXA3 (31 – 41)	0,012 (1,61)	0,0535 (4,35)*	-0,0012 (-0,40)	0,0618 (5,60)*	-0,00848 (-0,89)	0,0158 (1,99)**	0,0161 (1,45)	0,0209 (2,09)**	0,0384 (4,19)*	
FAIXA4 (42 – 51)	0,022 (2,29)**	0,0851 (7,30)*	0,00027 (0,09)	0,0639 (6,19)*	0,0011 (1,34)	0,0339 (4,44)*	0,021 (2,04)**	0,0012 (1,27)	0,086 (10,18)*	
FAIXA5 (52 – 59)	0,0433 (3,44)*	0,0934 (6,40)*	-0,0041 (-1,23)	0,0206 (1,60)	-0,0175 (-1,61)	0,056 (5,72)*	-0,0168 (-1,29)	0,057 (4,89)*	0,0782 (7,47)*	
CHEFE – TRABALHA	-0,071 (-4,32)*	0,0544 (2,90)*	0,0207 (5,47)*	0,0097 (0,59)	0,0692 (5,36)*	0,0642 (6,00)*	0,0477 (2,95)*	0,0190 (1,23)	0,00863 (0,62)	
EDUC8	0,064 (6,01)*	0,128 (10,08)*	0,0047 (1,67)**	0,0078 (0,70)	0,0377 (4,00)*	0,0437 (5,69)*	0,0698 (6,82)*	0,0355 (3,27)*	0,0945 (9,32)*	
EDUC11	0,0729 (5,97)**	0,263 (18,35)*	0,011 (2,95)*	-0,059 (-4,56)*	0,0383 (3,52)*	0,0749 (7,96)*	0,1037 (7,90)*	0,167 (9,50)*	0,209 (15,34)*	
EDUC14	0,0778 (5,08)*	0,296 (15,92)*	-0,0025 (-0,46)	-0,1248 (-7,62)*	0,0609 (4,26)*	0,102 (7,75)*	0,1005 (5,75)*	0,209 (12,24)*	0,167 (17,16)*	
RM do Rio de Janeiro	0,073 (6,75)*	0,0303 (2,21)**	-0,011 (-3,81)*	0,0345 (2,85)	0,00422 (0,44)	-0,0641 (-7,03)*	-0,0382 (-3,23)	0,1358 (10,71)*	-0,0951 (-10,51)*	
RMs de B. Horizonte, Porto Alegre e Recife	0,172 (13,38)*	0,0883 (5,84)*	0,029 (6,66)*	0,0288 (2,14)**	0,133 (11,34)*	-0,035 (-3,45)*	0,1311 (9,51)*	0,2445 (18,57)*	-0,227 (-19,62)*	
RMs de Salvador, Fortaleza e Curitiba	0,162 (11,25)*	0,0402 (2,38)**	0,0234 (5,09)*	-0,00757 (-0,49)	0,121 (9,20)*	-0,0575 (-5,23)*	0,1301 (8,47)*	0,259 (18,23)*	-0,2058 (-15,76)*	
RM de Belém, Distrito Federal e Goiânia	0,146 (8,08)*	0,0389 (1,87)***	0,0049 (0,96)	-0,088 (-4,48)*	0,0811 (5,0)*	-0,1009 (-7,96)*	0,00476 (0,25)	0,224 (13,28)*	-0,1922 (-12,05)*	
Teste razão verossimilhança –	331,97*	2061,66*	627,13*	315,64*	584,51*	431,71*	881,55*	1147,01*	1279,58*	

Obs: Os testes Z estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

* Denota significância ao nível de 1%. ** Denota significância ao nível de 5%. *** Denota significância ao nível de 10%.

Total de observações: 12.082

Pôde-se também observar que para os chefes idosos e não-idosos, quanto maior o nível de instrução, maior é a probabilidade de estes despendem com serviços de saúde. Esse fato indica que estes indivíduos utilizam mais os convênios privados e médicos particulares do que os deficientes serviços de saúde públicos, já que têm maior conhecimento dos problemas enfrentados no serviço público de saúde e dos benefícios de bons tratamentos preventivos.

Segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra do Domicílio (PNAD) de 1998, no Brasil, nas famílias com chefes idosos com até 4 anos de escolaridade e cuja família tem renda *per capita* inferior a 300 reais por mês, 74% deles utilizaram os serviços públicos, enquanto em famílias cujo chefe idoso tem mais de 4 anos de escolaridade a utilização dos serviços públicos diminui para 58%.

Outras despesas comuns para aqueles que apresentam elevados níveis de instrução correspondem aos gastos com comunicação e transporte, alimentação fora do domicílio, lazer e produtos pessoais. Sabe-se que alguns hábitos de pessoas mais cultas relacionam-se à prática de esportes, hábitos de leitura (jornais e revistas) e viagens.

Observa-se que os itens despesas com roupas e viagens diferem entre chefes idosos e não-idosos com mais escolaridade. Enquanto a elevação da escolaridade dos chefes não-idosos aumentou, de forma significativa, a probabilidade de consumo com viagens e roupas, o mesmo não ocorreu para os chefes idosos. Neste caso, nos dois itens de consumo, os coeficientes de escolaridade foram não significativos, com exceção do nível mais alto de educação (EDUC14) no item viagens. Isto mostra que a idade é fator mais determinante do que a escolaridade.

4.1.6 A localização geográfica das famílias

As variáveis exógenas relacionadas às regiões foram agrupadas segundo o tamanho populacional das áreas metropolitanas, Distrito Federal e de Goiânia pesquisados pela POF 1995-96. Essa escolha objetiva mostrar se o nível de urbanização e conurbação nas principais áreas metropolitanas do País tem influência, de forma diferenciada, no comportamento de consumo das famílias com idosos e sem idosos. Segundo Fava (1982), um dos exemplos mais típicos refere-se ao aumento da despesa com transporte. A autora cita que este custo tende a aumentar devido ao aumento da distância entre a moradia e o trabalho e a inadequação do sistema de transporte urbano. Ademais, a inclusão da variável local de residência das famílias também visa controlar algumas diferenças sociais e culturais existentes entre regiões.

Os resultados mostraram que tanto as famílias com idosos como as famílias sem idosos, para a maioria das áreas de pesquisa da POF, apresentam maiores probabilidades de consumir com serviços de saúde e produtos farmacêuticos do que a Região Metropolitana (RM) de São Paulo (variável omitida).

Azzoni *et al.* (2000) obtiveram um índice de custo de vida que permite realizar comparações de preços entre as principais áreas urbanas do País no período de 1981 a 1999. Entre os resultados mais importantes, os autores observaram que a RM de São Paulo juntamente com a RM do Rio de Janeiro e Brasília estão entre os lugares mais caros para se viver. Na análise para cada agregado de consumo, o índice do grupo saúde apresentou-se bastante elevado para a RM de São Paulo relativamente ao índice geral e com relação aos índices de saúde das outras áreas do País.

Comparando o resultado de Azzoni *et al.* (2000) com o resultado do modelo aqui utilizado, pode-se supor que o elevado custo com saúde em São Paulo estimula as famílias a procurarem os serviços públicos, como o SUS, ao invés de despendem com os serviços privados. As “RMs de Salvador, Fortaleza e Curitiba”, relativamente mais pobres do que RM de São Paulo, apresentam sinal negativo, o que mostra que nas famílias que possuem idosos o consumo de produtos farmacêuticos foi inferior ao de famílias paulistas.

Observou-se, ademais, que as famílias com idosos e sem idosos das oito regiões metropolitanas, Distrito Federal e Goiânia apresentam menores probabilidades de consumir transporte, comunicação e lazer do que as famílias residentes na RM de São Paulo (variável omitida). Azzoni *et al.* (2000) encontraram uma grande diferença entre os índices no grupo de transporte e comunicação, destacando-se significativa e positivamente a RM de São Paulo comparativamente às outras áreas urbanas. Esse resultado indica que o elevado custo de vida em São Paulo é um importante ônus nos gastos familiares, já que a falta de concorrência do setor leva à falta de opção do transporte público.

As famílias com idosos e sem idosos para as oito regiões metropolitanas, Distrito Federal e Goiânia apresentaram maiores probabilidades de consumir roupas e viagens do que a RM de São Paulo. No que tange ao item viagens, os resultados devem ser analisados com certo cuidado, pois, no questionário da pesquisa de orçamentos familiares, os subitens combustível para veículo e despesa com ônibus intermunicipal, por exemplo, encontram-se ora nos grupos de despesas com transportes e ora no grupo de despesas com viagens.

No referente ao grupo de despesas com roupas, foram realizadas regressões agregando as regiões metropolitanas nas grandes regiões do Brasil. Por exemplo, a região Sul englo-

bou as RMs de Curitiba e Porto Alegre, a região Sudeste com as RMs de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte, e assim por diante para as outras áreas de pesquisa da POF. Os resultados obtidos foram semelhantes aos resultados apresentados no modelo proposto. Isto é, as famílias com idosos e sem idosos da região Sudeste têm menor probabilidade de adquirir roupas do que as famílias da região Nordeste (variável omitida). Poderia se esperar um resultado contrário, já que existe uma indústria têxtil forte na região Sudeste, principalmente na RM de São Paulo e, portanto, deveria haver economias de escala diminuindo os preços.

Quanto ao dispêndio com derivados de fumo, foi constatado menor probabilidade de consumir este item nas famílias com idosos das RMs de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Salvador, Fortaleza, Curitiba e Belém do que nas famílias com idosos da RM de São Paulo. Nas famílias sem idosos, resultado semelhante foi observado apenas para a RM de Belém, Distrito Federal e Goiânia, tendo como referência as famílias não-idosas de RM de São Paulo.

5 Conclusões

O aumento da expectativa de vida e a diminuição das taxas de fecundidade proporcionam um aumento no número de pessoas idosas em praticamente todos os países. Segundo as estimativas do IBGE, em 2020 o Brasil possuirá cerca de 30 milhões de pessoas com mais de 60 anos, atingindo 13% da população. Atualmente, este número está em torno de 8,6%. Com essa nova dinâmica populacional, consequência da chamada transição demográfica, o presente trabalho deu enfoque no novo contingente de pessoas idosas que está se formando.

Sabe-se que o idoso, em razão, principalmente, das doenças crônico-degenerativas, apresenta uma forte demanda por cuidados médicos. Pressupõe-se, ademais, que o idoso que está aposentado pode utilizar seu tempo livre com lazer, viajar, divertir-se, despende com cosméticos e tratamentos de rejuvenescimento, ou mesmo auxiliar seus filhos e netos financeiramente. Graças a essas características, o objetivo principal é observar se a demanda por bens e serviços na família que possui pelo menos um idoso, e este é chefe, pode ser diferente da família sem idoso.

A análise descritiva dos dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares 1995/96 mostrou que a renda dos idosos é, majoritariamente, proveniente das aposentadorias, mas existe uma parcela razoável do rendimento mensal que provém do trabalho por conta pró-

pria ou empregado. Nesse caso, pode-se dizer que os baixos rendimentos proporcionados pela aposentadoria, mais a presença de filhos adultos e netos residindo no mesmo domicílio, têm influenciado o idoso a permanecer não somente no mercado do trabalho como provedor financeiro de sua família, mas também na condição de chefe. (Camarano e El Ghaouri, 2003).

No contexto familiar, a presença do idoso, graças a sua renda mais estável, permite uma elevação do poder de compra de toda a sua família, já que a renda *per capita* média da família que possui idoso foi, em 1996, quase 200 reais a mais comparativamente à família que não possui idoso, de acordo com a POF. A renda relativamente estável proveniente da aposentadoria e a forte demanda dos idosos por cuidados de saúde alteram substancialmente toda a estrutura dos gastos familiares. A POF mostrou que os percentuais de gastos com medicamentos e serviços de saúde nas famílias com idosos foram superiores aos gastos das famílias sem idosos. Com isso, freqüentes reajustes dos medicamentos podem contribuir para a diminuição do padrão de vida do idoso de menor renda, e essa redução será repassada para toda a sua família. Lima-Costa *et al.* (2003), ao analisar dados da PNAD98 para todo o Brasil, mostraram que as desigualdades de renda associadas ao uso e avaliação dos serviços de saúde pelos idosos, a equidade, principal alicerce do sistema único de saúde, ainda não foram alcançadas. Por isso, reforçam que além deste ponto ser priorizado na política nacional de saúde do idoso, uma política de renda mínima para este grupo poderia melhorar substantivamente seu acesso e tratamento.

Ainda em nível familiar, no que diz respeito aos outros gastos com bens e serviços que não os de saúde, não se observaram diferenças significativas. Entretanto, por meio dos dados da POF, pode-se sugerir a importância dos idosos para a exploração de novos mercados. Observaram-se percentuais relativamente altos para despesas pessoais, roupas, lazer, jogos e apostas. Esse fato também merece mais atenção, pois o idoso corresponderá a um segmento de mercado bastante específico e promissor devido ao aumento da expectativa de vida. Por exemplo, na recente pesquisa “A empresa do futuro”, realizada pela Faculdade de Economia e Administração da USP, foram entrevistados 184 tomadores de decisão, entre empresários, gerentes e analistas. A pesquisa mostrou que a empresa do futuro deve ter o foco em nicho de mercados específicos, como o das mulheres, da terceira idade e dos jovens. Quanto ao mercado para os idosos, 67% dos participantes da pesquisa acreditam que é preciso criar produtos e serviços nas áreas de lazer, turismo e moradias, e 57% acreditam que esse nicho merece um toque diferenciado. Segundo os participantes, o alto grau de exigência do consumidor idoso requer que a empresa apresente qualidade, prioridade de atendimento e confiabilidade. (Borges, 2002).

Idade, renda, composição da família, local de residência e outras variáveis foram analisadas como determinantes do consumo de famílias com chefe idoso e sem idosos, utilizando um modelo *logit*.

Pôde-se observar que a presença do idoso nas famílias não modifica os hábitos de consumo dos mais jovens que com eles vivem. Numa família com idoso e sem idoso, indivíduos na fase de vida laboral, entre 30 e 50 anos, possuem hábitos de consumo semelhantes. No entanto, a análise com duas estruturas familiares serviu para se tirar conclusões bastante interessantes. Pôde-se verificar que indivíduos a partir dos 30 anos dependem mais com bens e serviços de saúde do que os mais jovens. Este resultado pode ser um indicativo do limite mínimo de idade no qual a pessoa deveria começar a se preocupar com sua saúde. Nesse sentido, o aumento de políticas de prevenção seria bastante interessante, pois poderia diminuir, no futuro, a forte demanda que existe sobre os serviços públicos de saúde.

Os resultados mostraram que entre os idosos mais velhos (75 anos ou mais), por sua fragilidade física e, muitas vezes, por preconceito da sociedade, já não podem mais ter hábitos de consumo semelhantes aos dos mais novos, como a utilização de transporte público, viajar ou gastar com lazer.

O nível de escolaridade do indivíduo influencia o comportamento de consumo. Por exemplo, foi constatado que chefes mais escolarizados gastam menos com derivados de fumo do que aqueles com menos escolaridade, reflexo, provavelmente, da conscientização quanto aos cuidados com a saúde. Essa hipótese pode ser fortalecida com o aumento da probabilidade de despendar com serviços de saúde por parte dos chefes idosos e não-idosos em função do aumento da escolaridade, já que o efeito renda foi controlado.

Num primeiro momento, seria interessante o aprofundamento das análises sobre os gastos de bens e serviços dos principais subitens de consumo das famílias idosas, pois, assim, seria possível melhorar significativamente as propostas de políticas públicas atualmente executadas para os idosos, bem como identificar novos segmentos de mercados específicos (cosméticos, turismo etc.) voltados para eles. No que se refere às políticas, com o aumento do contingente de idosos, e também com o crescimento do número de domicílios por eles chefiados, seria útil construir um índice nacional ou regional por meio da montagem de uma nova cesta de consumo que pondere adequadamente os principais bens e serviços consumidos por eles. Assim, haveria um controle significativo da influência da variação percentual dos preços na qualidade de vida da família com idosos.

Referências bibliográficas

- Azzoni, C. R.; Carmo, H. E. do.; Menezes, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos*. v. 30, n. 1, p. 165-186, jan./mar. 2000.
- Barros, R. P.; Mendonça, R.; Santos, D. *Incidência e natureza da pobreza entre idosos no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, dez.1999. (Texto para discussão, 686). 27p.
- Bloom, D. E.; Canning, D.; Sevilla, J. *Economic growth and the demographic transition*. New York, 2001. (NBER Working Paper Series, w8685). Disponível em: <http://papers.nber.org/papers/W8685.pdf> (17 June 2001)
- Borges, R. Como será o amanhã? *O Valor Econômico*. Suplemento Eu&. São Paulo, 16 ago. 2002. p.10-13.
- Camarano, A. A. Considerações finais. In: *Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999, p. 369-382.
- Camarano, A. A.; Beltrão, K. I.; Pascom, A. R. P.; Medeiros, M.; Carneiro, I. G.; Goldani, A. M.; Vasconcelos, A. M. N.; Chagas, A. M. R.; Osório, R. G. *Como vai o idoso brasileiro?* Rio de Janeiro: IPEA, dez. 1999 (Texto para discussão, 681). 57p.
- Camarano, A. A.; EL Ghaouri, S. C. Idosos brasileiros: que dependência é essa? In: Camarano, A. A. (org.). *Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999, p. 281-304.
- _____. *Famílias com idosos: ninhos vazios?* Rio de Janeiro: IPEA, abr. 2003 (Texto para discussão, 950). 20p.
- Camarano, A. A.; Medeiros, M. Introdução. In: *Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999, p. 1-15.
- Camarano, A. A.; Pascom, A. R. P. Idosos brasileiros: diferentes regionalmente? (compact disc). In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, Caxambu, 2000. *Anais*. Caxambu: ABEP, 2000.
- Deaton, A.; Paxson, C. Economies of scale, household size, and the demand for food. *Journal of Political Economy*, v. 106, n. 51, p. 897-930.
- Ehrlich, I.; Chuma, H. A model of the demand for longevity and the value of life extension. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 4, p. 761-782, Aug. 1990.

- Fava, V. L. Estrutura de dispêndio e custo de vida: algumas comparações espaciais. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 3, Vitória, 1982. *Anais*. v. 1. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/1982/t82v1a031.pdf> (25 maio 2002)
- Fuchs, V. R. *Provide, provide: the economics of aging*. New York, 1998. p. 19 (NBER Working paper series, w6642). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w6642> (01 Oct 2001)
- _____. *The financial problems of the elderly: a holistic approach*. (NBER Working Paper Series, w8236). April 2001, p. 20. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w8236> (01 Oct. 2001)
- Greene, W. *Econometric analysis*. Third Edition. New Jersey: Prentice Hall, 1997.
- Guidugli, O. S. Mapa do envelhecimento demográfico no estado de São Paulo. (compact disc) *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 12, Caxambu, 2000. *Anais*: Caxambu: ABEP, 2000.
- Hurd, M. D. Research on the elderly: economic status, retirement and consumption and saving. *Journal of Economic Literature*, v. 28, n. 2, p. 565-637, June 1990.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. *Pesquisa de orçamentos familiares 1995/1996*. Rio de Janeiro, 1996, v. 1.
- _____. *Microdados da pesquisa de orçamentos familiares 1995/96* (compact disc). Rio de Janeiro: IBGE, 1998.
- Lima-Costa, M. F.; Barreto, S.; Giatti, L.; Uchôa, E. Desigualdade social e saúde entre idosos brasileiros: um estudo baseado na pesquisa nacional por amostra de domicílios. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 19, n. 3, p. 745-757, jun. 2003.
- Marangone Camargo, A. B. Os idosos da região metropolitana de São Paulo. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 6, *Anais*: Olinda, 1988. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/1988/t88v01a17.pdf> (25 maio 2002)
- Mcgarry, K.; Schoeni, R. F. *Social security, economic growth, and the rise in independence of elderly widows in the 20TH century*. Apr.1998, p. 26. (NBER Working Paper Series, w6511). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w6511> (01 Oct. 2001)
- Melo, A. V. As relações familiares frente aos seus idosos. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 6. *Anais*: Caxambu, 1990. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/1990/t90v01a14.pdf> (25 maio 2002)

- Moreira, M. M.; Carvalho, J. A. M. Envelhecimento da população e aposentadoria por idade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 8. *Anais*: Brasília, 1992. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/1992/t92v02a14.pdf> (25 maio 2002)
- Moreira, M. M. Determinantes demográficos do envelhecimento brasileiro. (compact disc). In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 8. *Anais*: Caxambu, 2000. Disponível em: Caxambu: ABEP, 2000.
- Neri, M.; Carvalho, K.; Nascimento, M. *Ciclo de vida e motivações financeiras (com atenção especial aos idosos brasileiros)*. Rio de Janeiro: IPEA, dez. 1999. (Texto para discussão, 691). 21p.
- Neri, M.; Nascimento, M.; Pinto, A. *O acesso ao capital dos idosos brasileiros: uma perspectiva do ciclo de vida*. Rio de Janeiro: IPEA, dez. 1999. (Texto para discussão, 685). 43p.
- Ocké Reis, C. O. O gasto dos idosos em saúde: sinal dos tempos. *Como vai: população brasileira*, v. 5, n. 1, p. 41-50. mar. 2000.
- Prata, L. E. As condições de vida dos idosos paulistas nos anos 80. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 8. *Anais*: Caxambu, 1990. Disponível em: <http://www.abep.org.br> (25 maio 2002)
- Rocha, S. A estrutura de consumo das famílias metropolitanas em São Paulo e Recife: evidências e implicações. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 2, p. 297-322, ago. 1995.
- Saad, P. O envelhecimento populacional e seus reflexos na área de saúde. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 8. *Anais*: Caxambu, 1990. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/1990/t90v03a13.pdf> (25 maio 2002)
- Santini, R. E. *O perfil do idoso na sua unidade doméstica: o caso Viçosa – MG*. 2000. 173p. Dissertação (Mestrado), Universidade Federal de Viçosa. Viçosa.
- Schor, A.; Afonso, L. E. Oferta de trabalho dos indivíduos com idade superior a 50 anos: algumas características da década de 90 (compact disc) In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 19. *Anais*: Salvador, 2001. Disponível em: Salvador: ANPEC, 2001.
- Smallwood, D; Blaylock, J. *Impact of household size and income on food spending patterns*. Washington: USDA, May, 1981. (Technical Bulletin Number, 1650). 19p.
- Tsakoglou, P. Elderly and non-elderly in the European Union: a comparison of living standards. *The Review of Income and Wealth*, v. 42, n. 3, p. 271-292, Sept. 1996.

- United Nations. Economic and Social Council. *Commission for social development: acting as preparatory committee for the second world assembly on ageing first session, 26 february – 2 march 2001*. Disponível em: <http://www.un.org/ageing/ecn52001pc2e.pdf> (01.Set.2002)
- Valery, F. D.; Paiva, A. L. G. de. Na selva de pedra, o balanço da rede: uma reflexão sobre as condições de vida, saúde e moradia dos idosos no meio urbano. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 9. Caxambú. *Anais*. Belo Horizonte: ABEP, 1994. v. 1, p. 333-346.
- Wajnman, S.; Oliveira, A. M. H. C. de; Oliveira, E. L. de. A atividade econômica dos idosos no Brasil. In: Camarano, A. A. (org.), *Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. p. 181-220.
- Yazaki, L. M. O idoso e a família em São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 8. *Anais*: Caxambu, 1990. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/1990/t90v01a15.pdf> (25 maio 2002)
- _____. Arranjos familiares e a presença da mulher no apoio aos idosos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 8. *Anais*: Brasília, 1992. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/1992/t92v02a13.pdf> (25 maio 2002).

Insuficiência alimentar nas grandes regiões urbanas brasileiras: estimativas a partir da POF 1995/96-IBGE*

Fernando Gaiger Silveira[§]
Luís Carlos Garcia de Magalhães[§]
Leandro Safatle[¶]
João Carvalho Leal[¶]

RESUMO

O texto apresenta um estudo sobre os impactos (a relação) que os diferentes níveis de renda têm sobre a disponibilidade calórica das famílias nas grandes regiões urbanas do País. Para tanto, foram utilizadas as cestas normativas de alimentos da Comissão Econômica para América Latina e Caribe (CEPAL) e informações da Pesquisa de Orçamento Familiares (POF), do IBGE, de 1995/96. O estudo mostra que as famílias de menor renda encontram-se em situação de risco nutricional em todas as áreas pesquisadas. Porém, verificou-se que a insuficiência calórica e os gastos alimentares não apresentam relação direta. Pôde-se constatar que em algumas regiões o consumo alimentar exibe comportamento peculiar diante da expectativa. Propõem-se algumas hipóteses explicativas para este fato, como a emulação do consumo das famílias de maior renda, a existência de redes de proteção sociais privadas e a importância do consumo alimentar institucional, seja na escola, seja no local de trabalho.

Palavras-chave: disponibilidade calórica, renda, risco nutricional, gastos alimentares (insuficiência calórica).

ABSTRACT

The article presents a study on the impacts that the different levels of income have on the caloric readiness of the families in the great country's urban areas. In order to achieve this outcome, the normative baskets of victuals of CEPAL and information of Budget Relatives' Research were used (POF). In the researched areas, the study showed that all of the families with smaller incomes are in a nutritional risky situation. In addition, it was verified that the caloric inadequacy and the alimentary expenses do not present a direct relationship. It can be verified that in some areas the alimentary consumption exhibits peculiar behavior when compared with the expectation. We propose some explanatory hypotheses for this fact, as the emulation of the consumption of the families with larger incomes, the existence of deprived social protection nets and the importance of the institutional alimentary consumption, either in the school or in the work place.

Key words: caloric readiness, income, nutritional risky, alimentary consumption (caloric inadequacy).

JEL classification: I32, R21.

* Agradecemos ao Professor Rodolfo Hoffmann pelas valiosas críticas e sugestões. Somos gratos, também, pelos comentários feitos pelo Dr. José Garcia Gasques, Coordenador de Políticas Públicas da DISET e pelos dois pareceristas da revista. Como de praxe, os eventuais erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

§ Pesquisadores da Diretoria de Estudos Setoriais – DISET do IPEA e doutorandos no Instituto de Economia da UNICAMP.

¶ Assistentes de Pesquisa da Diretoria de Estudos Setoriais – DISET do IPEA.

Recebido em agosto de 2002. Aceito em julho de 2004.

I Introdução

Identificar, caracterizar e analisar as situações de pobreza e fome, objetivando subsidiar ações e políticas de combate a tais problemas, têm tido grande destaque na agenda de pesquisadores, agências multilaterais, movimentos sociais e poder público. Observa-se nesses esforços uma variedade enorme de definições, metodologias de estimação, fontes de informações e propostas de políticas. Ilustrativo da importância do tema hoje no País é o programa Fome Zero, com grande repercussão, e que tem ensejado debates quanto ao seu desenho, eficácia e desempenho.

O objetivo deste texto é identificar as famílias que apresentam despesas alimentares domiciliares inadequadas ante uma cesta de consumo alimentar proposta pela Comissão Econômica para América Latina e Caribe (CEPAL).¹ Efetivamente, cotejaram-se as quantidades adquiridas de alimentos, seja em termos monetários como em conteúdo calórico, com as cestas propostas pela CEPAL, com base nos perfis demográfico e laboral da população e no consumo observado das famílias.

Utilizando os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1995/96, procurou-se estimar a insuficiência da disponibilidade calórica e do gasto alimentar para as famílias das onze maiores regiões urbanas² do País. Os dados empregados são os disponíveis no Sistema de Recuperação Automática (SIDRA – Banco de Dados Agregados) do IBGE.³ A pesquisa fornece as informações das estruturas consumo e de dispêndio alimentar, discriminadas por faixas de recebimento familiar e segundo produtos, subgrupos e grupos de alimentos.

O exercício aqui realizado situa-se no campo das medições indiretas de pobreza, considerando que a insuficiência dos gastos alimentares é uma maneira de identificar e caracterizar as famílias que se encontram em situação de insegurança alimentar. Ao longo do trabalho procurar-se-á deixar claras as escolhas metodológicas feitas quando da realização dessas estimativas, indicando suas virtudes e insuficiências ante os outros métodos de estimação da pobreza e da inadequação do consumo alimentar, cabendo, no momento adequado, explicitar resumidamente as escolhas feitas, seus limites e potencialidades.

1 Ver CEPAL (1989b).

2 As regiões metropolitanas são: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre. Considera-se ainda Brasília. Desconsiderou-se Goiânia em razão de a cesta CEPAL para essa cidade utilizar a estrutura de consumo de Brasília. Tendo em vista que a abrangência da POF não está restrita às regiões metropolitanas, decidiu-se tratar o universo analisado como das grandes regiões urbanas do País.

3 IBGE (2002a).

Para que a comparação entre as informações da POF 1995/96 e as cestas alimentares elaboradas pela CEPAL seja possível, faz-se necessário valorar as cestas e estimar o conteúdo calórico das quantidades adquiridas de alimentos. Nas estimativas utilizaram-se, para tanto, dos preços coletados pelo IBGE para o cálculo de seus índices de preços e as tabelas de conversão alimentar também elaboradas por esse instituto. Vale ressaltar que os dados da POF tratam unicamente das despesas alimentares monetárias, não sendo contabilizadas as alimentações recebidas na escola e no local de trabalho, as fornecidas por instituições públicas e privadas e as provenientes dos estoques domiciliares prévios à pesquisa. A pesquisa também não investiga a forma de preparação dos alimentos e o número de comensais por refeição. Logo, os resultados aqui alcançados não são conclusivos das condições nutricionais das famílias metropolitanas, mas sim indicativos da insuficiência do gasto alimentar e da inadequação do consumo calórico dessas famílias. Resumidamente, o que aqui se estima é a adequação da disponibilidade calórica do gasto alimentar diante dos requisitos básicos e o quão insuficiente é o gasto alimentar ante o custo de uma dieta satisfatória e fundada nos hábitos de consumo.

É fundamental ter claro que pobreza, desnutrição e fome são fenômenos bem distintos, ainda que apresentem elevado grau de interdependência. Normalmente considera-se pobre a família/pessoa que não tem satisfeita as necessidades básicas como comida, habitação, vestuário, educação, assistência à saúde, transporte etc., decorrente, especialmente, da insuficiência de renda. A não satisfação das necessidades humanas básicas pode, contudo, não implicar fome, pois uma família pobre pode conseguir, via sua renda e/ou outros benefícios, apresentar um consumo alimentar adequado. No que se refere à desnutrição, essa não é causada unicamente pela alimentação precária, podendo ser conseqüência de doenças infecciosas provocadas, em grande medida, pelas condições de habitação e higiene. Nas palavras de Monteiro (2003, p. 3): *“fome e desnutrição tampouco são equivalentes, uma vez que, se toda fome leva necessariamente à desnutrição – de fato, a uma modalidade de desnutrição: a deficiência energética crônica –, nem toda deficiência nutricional se origina do aporte alimentar insuficiente em energia, ou, sendo mais direto, da falta de comida. Ao contrário, são causas relativamente comuns de desnutrição, sobretudo na infância, o desmame precoce, a higiene precária ..., o déficit ... da dieta em vitaminas e minerais e a incidência repetida de infecções ...”*

Vale sublinhar que são poucas e restritas as pesquisas que permitem inferências diretas da dimensão da fome e da desnutrição da população brasileira. Conta-se, para se estimar a prevalência da desnutrição infantil, com as informações da Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (PNDS), de 1996, e para a mensuração da população em situação de fome, a Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV), realizada em 1996/97. Isto porque essa

pesquisa coletou as medidas antropométricas da população, possibilitando, com base na proporção de indivíduos emagrecidos (índice de massa corporal inferior a $18,5 \text{ Kg/m}^2$), estimar a população com deficiência energética crônica. Essa proporção não ultrapassa a 5% em populações onde sabidamente inexistente o problema da fome. Vale notar que a PPV apresenta uma amostra reduzida – cerca de 5.000 domicílios – abrangendo somente as regiões Nordeste e Sudeste. Caso as POFs de 1987/88 e de 1995/96 e a PPV, além de fornecerem os dados das despesas alimentares, investigassem as outras fontes do consumo alimentar, as perdas e ganhos no preparo das refeições, a variação dos estoques domiciliares e o número de comensais poder-se-ia avaliar com mais rigor o grau de adequação do consumo energético. O Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF), realizado em 1975/75, foi o último levantamento domiciliar que contou com esse detalhamento do consumo alimentar, permitindo, assim, mensurar a população cujo consumo calórico era insuficiente.⁴

Assim, os estudos e pesquisas se concentram na mensuração indireta da pobreza, tratando-a como a insuficiência de renda para o atendimento das necessidades básicas de sobrevivência. Quando as pesquisas se restringem ao atendimento das necessidades alimentares, o objeto da investigação é a população indigente, isto é, os estratos populacionais que não contam com renda suficiente para a aquisição de uma cesta de alimentos que atenda aos requisitos nutricionais mínimos. Torna-se fundamental, então, definir e valorar essas necessidades mínimas ou, como comumente se diz, determinar as linhas de indigência e de pobreza. Há que considerar, ainda, as particularidades regionais tanto em termos dos hábitos de consumo como das diferenças de preços dos bens e serviços. Existem basicamente dois métodos de determinação das linhas de pobreza e indigência: pela renda e pela estrutura de consumo.

A primeira consiste em arbitrar níveis de recebimento em números de salários mínimos ou em dólares *per capita* dia, abaixo dos quais as pessoas encontram-se em situação de pobreza.⁵ Na segunda, as linhas de indigência são calculadas a partir do consumo (despesa) dos principais itens alimentares, observado nas investigações domiciliares de

4 O estudo de Tânia Lustosa e de José Bernardo de Figueiredo apresenta resultados da população com alimentação insuficiente, utilizando-se das informações do ENDEF, onde se encontra, também, uma resenha dos principais métodos de estimação das populações pobre e indigente. O estudo de Cheryl W. Gray, com base nos dados da ENDEF, realizou uma radiografia da situação nutricional da população brasileira, estimando, inclusive, as elasticidades-renda e preço do consumo calórico e os requerimentos na oferta de alimentos decorrentes de mudanças na renda familiar e/ou da institucionalização de políticas de combate à fome e de apoio à produção agropecuária.

5 Os estudos de Rodolfo Hoffmann e o Projeto Fome Zero (INSTITUTO DA CIDADANIA, 2001) – quando ainda era uma proposta de governo – assumem linhas de pobreza, respectivamente, como proporção do salário mínimo de 1980 e de 1 dólar *per capita* dia. Especificamente, Hoffmann (2001) calcula a proporção de pobres, tendo por parâmetros $\frac{1}{4}$ e $\frac{1}{2}$ salário mínimo de agosto de 1980. Como bem aponta Takagi *et al.* (2001, p. 10), “*Hoffmann não se propõe a estabelecer, por meio desse método, o número de pessoas indigentes ou que passam fome, mas unicamente os pobres.*”

despesas, havendo duas formas de estimação: a) com base no consumo alimentar das famílias situadas nos décimos inferiores de renda familiar *per capita*; e b) na seleção do grupo populacional que, de fato, apresenta um consumo condizente com as necessidades nutricionais recomendadas.⁶ Explicitando melhor, no primeiro caso, parte-se do dispêndio alimentar das famílias de menor renda, selecionando-se aqueles alimentos que respondem pela quase totalidade do fornecimento calórico e/ou do gasto alimentar total. Em seguida, procede-se ao ajustamento proporcional das quantidades desses alimentos para o atendimento das necessidades calóricas básicas, uma vez que essas famílias apresentam um consumo alimentar aquém do mínimo necessário.⁷ Na outra, busca-se, por meio da subdivisão da população em grupos de percentis móveis, aquele grupo que apresenta um consumo alimentar adequado.

Existem ainda estudos que tratam da questão da adequação dietética do consumo alimentar, tendo também por base as pesquisas de orçamentos familiares. Esses, em sua maioria, vêm sendo desenvolvidos por pesquisadores da Universidade São Paulo, com a aplicação de modelos de programação linear. O objetivo é verificar em que medida os recursos gastos em alimentação são suficientes para a aquisição de cestas alimentares nutricionalmente balanceadas, levando em conta os hábitos alimentares das famílias. Sinteticamente, buscam, com esse método, construir cestas de alimentos que atendam simultaneamente as necessidades nutricionais básicas – não somente calóricas –, a restrição orçamentária e os hábitos dietéticos da população. Segundo Barretto e Cyrillo (2001, p. 54), “*os componentes principais do modelo são: (1) uma função objetivo, para selecionar os alimentos com base nos mínimos custos; (2) algumas restrições nutricionais que determinarão os valores dos nutrientes que se pretende oferecer; (3) a imposição de limites, de caráter dietético, que incorporem as quantidades mínima e máxima de cada alimento usualmente consumido pela população.*” Após terem sido construídas as cestas de alimentos nutricionalmente adequadas, passa-se à comparação entre o custo destas e os dispêndios alimentares efetivamente realizados, investigados nas pesquisas de orçamentos familiares do IBGE, do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese) e da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe). Cabe destacar que essa comparação é feita também para cada um dos três grandes grupos de produtos alimentares: *in natura*, semi-elaborados e industrializados. Como se verá adiante, os resultados alcançados não diferem, no essencial, daqueles apontados por esses pesquisadores.

6 CEPAL (1989b), Peliano (1993) e Árias (1999) são exemplos desse procedimento metodológico.

7 Rocha (1996 e 1997) utiliza-se desse procedimento, havendo, no entanto, um maior refinamento metodológico do que o resumo apresentado. A autora deixa clara a razão dessa escolha, quando afirma que “*o uso de cestas alimentares observadas correspondendo à ingestão recomendada levaria a delimitar como pobre uma percentagem muita elevada da população das regiões metropolitanas.*” (1997, p. 319).

O trabalho está organizado da seguinte forma: o próximo item apresenta os procedimentos metodológicos e a base de dados utilizados para estimar a insuficiência de disponibilidade calórica e de gasto; o item III apresenta as estimativas de disponibilidade calórica; o item IV discute os resultados de insuficiência de renda; e por último é feito um sumário dos resultados.

II Metodologia e base de dados

II.1 A Pesquisa de Orçamentos Familiares 1995/96

Nos dados da POF, disponibilizados no SIDRA, constam as quantidades de alimentos compradas pelas famílias, por regiões metropolitanas e faixas de rendas, discriminadas por grupos, subgrupos e itens individualizados de alimentos. Para essas quantidades foram calculados seus conteúdos quilocalóricos em termos familiares *per capita*, possibilitando, assim, a comparação com o consumo calórico individual recomendado. Isto foi realizado mediante o confronto da disponibilidade calórica familiar *per capita* com uma cesta padrão de alimentos que atendesse às necessidades recomendadas nutricionalmente e às preferências dos consumidores. Procurou-se também calcular as calorias disponíveis pelo consumo domiciliar de alimentos não incluídos na cesta padrão, assim como as calorias obtidas com a alimentação fora do domicílio. Os resultados desse exercício devem ser avaliados com cuidado, pois este apresenta limitações, descritas adiante. Em razão dessas limitações optou-se também por apresentar estimativas de insuficiência de gasto com alimentos.

Calculou-se a insuficiência do gasto com alimentação das famílias, considerando três situações: os gastos efetuados com os produtos alimentares da cesta CEPAL, com o total do gasto com alimentos no domicílio (incluindo produtos fora da cesta CEPAL) e, por fim, com o total de gastos com alimentação no domicílio e fora deste. Assim, o procedimento inicial foi valorar a cesta padrão da CEPAL,⁸ a fim de comparar o custo destas com os gastos com alimentos, segundo estratos de renda familiar da POF de 1995/96. Esse cálculo, aparentemente simples, assim como o do conteúdo calórico do dispêndio alimentar, envolve diversas dificuldades metodológicas e de fonte de dados para sua operacionalização.

8 Na verdade, a CEPAL estabeleceu cestas padrões para cada uma das regiões metropolitanas, como será detalhado adiante.

Vale reforçar, pois, que a comparação entre a cesta proposta pela CEPAL e o gasto e consumo (disponibilidade calórica) observados se deram em três níveis: alimentos constantes da cesta; alimentação domiciliar; e o total do gasto/consumo alimentar.

O consumo físico e o dispêndio apresentam agregações diferentes dos produtos alimentares segundo as informações do SIDRA/IBGE. Concretamente, no caso dos dados de consumo físico, as quantidades adquiridas estão discriminadas por 16 grupos, 43 subgrupos e 215 itens alimentares, permitindo, portanto, cálculos e estimativas bem consistentes. De outro lado, os dados relativos ao dispêndio alimentar restringem-se a 16 grupos de produtos desagregados em 52 itens, no caso dos gastos no domicílio. A alimentação extradomicílio, considerada somente para os dispêndios, abarca cinco tipos de aquisições. Em razão da maior abertura dos dados do consumo físico, decidiu-se utilizar destas informações também para o cálculo da insuficiência do gasto alimentar. Para tanto, valoraram-se as quantidades consumidas pelos preços coletados, em setembro de 1996, pelo IBGE, para o cálculo dos índices de custo de vida (INPC-A).⁹ Estes preços foram utilizados, também, no cálculo da cesta CEPAL, uma vez que não se conta com os preços implícitos da POF para os alimentos (grupos) desta cesta.¹⁰

II.2 As cestas CEPAL

A utilização do custo de uma cesta normativa implica a seleção de uma lista de produtos e de suas respectivas quantidades, em razão de critérios de nutrição e de preferência dos consumidores. A eleição da cesta normativa, em termos de composição de produtos e de suas respectivas quantidades, é particularmente uma questão passível de diversas abordagens.¹¹

Para as estimativas de insuficiência da disponibilidade calórica e dos gastos com alimentação utilizou-se a cesta normativa de alimentos proposta pela CEPAL. A escolha

⁹ IBGE (2002b).

¹⁰ Utilizaram-se os dados agregados pelo IBGE, pois acredita-se que a utilização dos microdados não implicaria ganhos significativos. Isso porque, de um lado, as tabelas de conversão empregadas apresentam discriminação dos itens alimentares semelhante à presente nos dados agregados e, de outro, os gastos – consumo – alimentares se concentram em alguns poucos alimentos. Ademais, a apresentação por décimos de renda, que seria possível pela utilização dos microdados, não difere muito da dos estratos de renda familiar disponibilizados pelo SIDRA-IBGE. Há, todavia, que ter presente os ganhos pela compatibilização de todas as informações em termos *per capita*, pois os estratos de renda dos dados agregados referem-se à renda familiar, enquanto, no trabalho, decidiu-se utilizar os gastos e o consumo *per capita*.

¹¹ O custo de uma cesta padrão é utilizado como linha de indigência. Essa linha define a renda mínima que o indivíduo deve atingir para atender, pelo menos, suas necessidades alimentares. O valor monetário da linha de indigência – o custo da cesta alimentar normativa – pode apresentar variações significativas em função dos produtos listados na cesta, de suas respectivas quantidades e de variações regionais de preços. Para uma discussão detalhada dos procedimentos metodológicos e operacionais para o cálculo de linhas de indigência e pobreza a partir do consumo observado das famílias, ver Rocha (2000).

desta cesta se deveu à experiência metodológica dessa instituição nesse tipo de pesquisa¹² e pela disponibilidade da lista pormenorizada dos grupos de produtos alimentares que a compõem, de suas respectivas quantidades e sua discriminação por regiões metropolitanas. Essa informação é crucial para a obtenção das estimativas da insuficiência de disponibilidade calórica e do gasto alimentar das famílias, pois permite a comparação entre quantidades observadas e quantidades normativas para um conjunto selecionado de produtos alimentares. Isto permite igualmente a coleta dos seus respectivos preços. Com essas informações é possível calcular o custo mínimo de alimentação considerada adequada para as famílias. Este último parâmetro é o mais relevante para orientar políticas públicas de segurança alimentar.

Por definição, uma cesta alimentar normativa deve suprir as necessidades de nutrição dos indivíduos, fixadas a partir de normas epidemiológicas. A primeira questão na construção de uma cesta alimentar normativa é determinar as necessidades energéticas, protéicas e de outros nutrientes, segundo gênero, idade e nível da atividade física dos indivíduos.

A cesta CEPAL foi construída para atender às necessidades adequadas de calorias e proteínas de indivíduos saudáveis, segundo recomendações da FAO/OMS/ONU.¹³ O cálculo das necessidades energéticas foi feito a partir de uma classificação sócio-demográfica da população brasileira nos domínios urbano e rural estudados. O primeiro critério classificou a população por variáveis demográficas (sexo e idade). Outro critério utilizado foi a atividade da população adulta (leve, moderada e pesada). A conjugação desses critérios possibilitou a construção de uma matriz sócio-demográfica de classificação da população, que estimou as necessidades energéticas e protéicas médias para cada grupo da população.

Foram realizados, de fato, dois trabalhos pela CEPAL. No primeiro estimou-se, segundo essa matriz sócio-demográfica, as necessidades energéticas e protéicas da população, discriminadas por domínios rural, urbano e metropolitano. (CEPAL, 1989a). Com tais estimativas, foi possível, como se verá, averiguar, com base nas pesquisas de consumo e gasto alimentar, que conjunto de famílias apresentava um consumo e/ou gasto compatível com as recomendações mínimas. (CEPAL, 1989b).¹⁴

12 A cesta da CEPAL foi utilizada, por exemplo, para a construção do Mapa da Fome de 1993. (Peliano, 1993).

13 Para uma discussão detalhada dos procedimentos para determinação das necessidades nutricionais da cesta padrão, segundo domínios geográficos do País, ver CEPAL (1989a). Vale destacar que a construção de cestas normativas regionalizadas é fundamental, pois leva em conta as características regionais no consumo alimentar, além de considerar as diferenças de preços entre as regiões metropolitanas.

14 Vale notar que as necessidades nutricionais da população foram ajustadas para valores *per capita*, assim como os dados do consumo alimentar. Logo, as cestas padrões da CEPAL referem-se às quantidades *per capita*/dia dos alimentos recomendadas para um consumo adequado.

A Tabela 1 mostra as estimativas das necessidades calóricas recomendadas pela CEPAL e por outros autores para as regiões metropolitanas e Brasília. Mesmo adotando parâmetros epidemiológicos comuns para o cálculo das necessidades energéticas dos indivíduos, é possível encontrar diferenças, decorrentes, principalmente, dos procedimentos específicos adotados para o cálculo do consumo calórico, segundo as atividades dos indivíduos.

Tabela 1
Estimativas de Necessidades Calóricas Recomendadas
(Kcal per capita/dia)

Região Metropolitana	Thomas (1983)	Fava (1984)	CEPAL (1989)	Ellwanger (1992)	Ferez (1996)	Lustosa (1999)	Média	Desvio Padrão
Belém	2242,0	2382,2	2143,1	2055,0	2191,0	2160,0	2195,5	110,26
Belo Horizonte	2242,0	2378,2	2198,5	2144,0	2288,0	2216,0	2244,5	81,00
Brasília	2242,0	2382,2	2154,8	2073,0	2259,0	2186,0	2216,2	105,11
Curitiba	2242,0	2396,7	2217,6	2120,0	2313,0	2268,0	2259,6	93,04
Fortaleza	2242,0	2326,2	2126,0	2047,0	2200,0	2084,0	2170,9	104,82
Porto Alegre	2242,0	2396,7	2217,6	2128,0	2313,0	2269,0	2261,0	90,68
Recife	2242,0	2326,2	2194,3	2071,0	2200,0	2112,0	2190,9	91,23
Rio de Janeiro	2242,0	2381,2	2213,7	2123,0	2288,0	2219,0	2244,5	85,96
Salvador	2242,0	2326,2	2126,0	2043,0	2200,0	2117,0	2175,7	101,15
São Paulo	2242,0	2376,4	2152,4	2135,0	2288,0	2222,0	2236,0	89,26

Fonte: Rocha (1997 e 2000).

Uma das vantagens de se adotar as quantidades calóricas recomendadas pela CEPAL é que seus valores encontram-se próximos da média das estimativas encontradas por outros autores. São Paulo é a região metropolitana em que a média das estimativas dos diversos autores apresenta maior diferença percentual em relação aos requisitos calóricos da cesta CEPAL (cerca de 3,9%). Em todas as outras áreas as médias superam a cesta CEPAL em menos de 3%. A única exceção é Recife, onde as necessidades calóricas da CEPAL superam a média das necessidades calóricas recomendadas por outros pesquisadores.

A elaboração de uma cesta alimentar normativa deve considerar também a estrutura de preferência de consumo, para que os produtos alimentares selecionados sejam representativos do consumo familiar. É recomendada a utilização de informações sobre o consumo

observado das famílias, considerado o critério mais adequado para estabelecer a composição da cesta normativa de alimentos. Daí a utilização das informações de pesquisas de gastos familiares como o ENDEF e as POFs.

Uma vez calculadas as necessidades calóricas e protéicas dos grupos de população, o passo seguinte foi determinar o conjunto de produtos alimentares representativos dos hábitos de consumo das famílias de cada domínio geográfico pesquisado. O critério adotado nesse estágio é particularmente importante, pois a definição de uma cesta normativa de menor custo pode apresentar variações significativas, dependendo da seleção de produtos e das quantidades recomendadas.¹⁵

Para a definição da composição da cesta padrão, para os diferentes domínios urbanos pesquisados, a CEPAL utiliza os procedimentos a seguir apresentados.

A partir do consumo alimentar observado das famílias, com base no Estudo Nacional da Despesa Familiar do IBGE (ENDEF 1974/75), foram selecionados estratos populacionais de referência. Esses estratos foram identificados considerando as famílias em que o consumo alimentar observado não estava afetado por restrição severa de recursos e que o número de famílias classificadas no estrato fosse suficientemente grande para garantir representatividade de sua pauta de consumo. E, o mais fundamental, é que as famílias do estrato apresentassem uma ingestão de calorias e proteínas que, em média, atendessem aos valores recomendados. (Tabela 2)

Chegou-se, assim, às quantidades de cada grupo de alimentos, com base no consumo dos estratos representativos por região metropolitana, e seus correspondentes valores calóricos, protéicos e de gordura, compatíveis com as recomendações consideradas saudáveis. Identificou-se, dentro do estrato populacional de referência de cada domínio geográfico, uma pauta de consumo alimentar que atendessem às recomendações de nutrientes. Posteriormente, foram excluídos dessa pauta aqueles produtos com alto custo do conteúdo calórico, com reduzida participação no gasto alimentar e de pouca importância do ponto de vista nutricional. Por fim, a lista de alimentos que restou teve as quantidades ajustadas de forma a garantir as necessidades calóricas recomendadas.¹⁶

15 Observam-se significativas diferenças entre os valores das cestas normativas – linhas de indigência – se baseadas no ajuste das quantidades consumidas pelos estratos inferiores de renda ou utilizando-se o consumo observado por um estrato de referência que atende, de pronto, aos requisitos calóricos e protéicos.

16 A relação dos alimentos que compõem a cesta CEPAL está discriminada no Anexo I. As cestas CEPAL para cada um dos centros urbanos/regiões metropolitanas encontram-se discriminadas em CEPAL (1989b).

Tabela 2
Estratos Populacionais de Referência: Cesta CEPAL

Região Metropolitana	Classe de gasto corrente selecionado como EPR (salários mínimos mensais)	Porcentagem de famílias no EPR	Adequação nutricional da dieta do EPR a:	
			Calorias	Proteínas
Rio de Janeiro	3,5 - 5,0	19,2	0,94	1,23
São Paulo	3,5 - 5,0	19,2	0,91	1,13
Curitiba	3,5 - 5,0	19,7	1,02	1,25
Porto Alegre	3,5 - 5,0	20,9	1,00	1,30
Belo Horizonte	3,5 - 5,0	17,4	0,92	0,88
Fortaleza	2,5 - 3,5	14,5	0,88	0,97
Recife	2,5 - 3,5	15,1	0,85	0,90
Salvador	3,5 - 5,0	15,8	0,82	0,94
Distrito Federal	3,5 - 5,0	19,3	0,88	1,14
Belém	3,5 - 5,1	20,2	0,79	0,92

Fonte: CEPAL, Divisão de Estatística e Projeções, a partir de dados de ENDEF.

Obs: EPR – Estrato Populacional de Referência.

Percebe-se, portanto, que a construção das cestas normativas é realizada em duas etapas. Na primeira, com base no desenho sócio-demográfico e na atividade laboral das populações, são estimadas as necessidades nutricionais, o que é possível com os dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílio (PNADs). Num segundo momento, a partir do esquadramento das informações do gasto e do consumo alimentar das famílias, determina-se qual o grupo familiar, segundo a renda, que apresenta um consumo condizente com as necessidades nutricionais recomendadas. Para isto, utilizam-se dos dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs). Cabe, pois, destacar que a CEPAL, em 1996, atualizou as estimativas das necessidades de energia e proteína da população brasileira, sem, contudo, ter efetivado a construção de novas cestas.¹⁷

Árias (1999) atualizou as linhas de indigência – ou melhor, as cestas normativas – com base na POF 1987/88. Os valores destas situaram-se em patamares similares aos das

¹⁷ Verifica-se que as estimativas das necessidades calóricas, realizadas em 1996, não diferem significativamente das constantes do trabalho anterior. Concretamente, houve um incremento de somente 3,7% nas necessidades energéticas para a população urbana nacional. (CEPAL, 1996).

estimativas da CEPAL, tendo o ENDEF como base, salvo nos casos de Porto Alegre e Recife.¹⁸ Nestas áreas a majoração das linhas de indigência foi da ordem de 20%. Cabe observar que o referido trabalho não disponibilizou as cestas normativas.

II.3 O cálculo da insuficiência da disponibilidade calórica e do gasto alimentar

Compatibilizaram-se os grupos de alimentos discriminados pela cesta CEPAL com os grupos, subgrupos e itens alimentares para os quais foram disponibilizados, pela POF 1995/96, os dados de consumo físico. Foram necessárias algumas adaptações neste procedimento de compatibilização dos tipos de alimentos da POF com a lista CEPAL. Isto é, arbitrou-se incorporar ou não determinados itens alimentares aos grupos de produtos da lista da CEPAL.¹⁹

Na estimativa do conteúdo calórico das quantidades informadas pela POF, tanto para os produtos constantes da cesta CEPAL como para os restantes, utilizaram-se as tabelas de composição calórica dos alimentos do ENDEF-IBGE.²⁰ Avaliou-se tão-somente o atendimento das necessidades calóricas, pois, usualmente, se considera que tal atendimento garante, também, os requisitos de outros nutrientes.²¹ Este fato encontra-se ilustrado na Tabela 2, onde se observa que o grau de adequação protéica é sempre superior à calórica. Para aqueles itens alimentares para os quais não se dispunha da respectiva composição calórica, decidiu-se, de um lado, utilizar o valor médio ponderado, pelo consumo observado, de produtos similares. Por outro lado, imputou-se o valor relativo a produto similar que contivesse o maior conteúdo calórico. Este último procedimento deve ter implicado uma superestimação da disponibilidade calórica das famílias, não sendo, contudo, de grande monta, uma vez que não foram significativos os casos em que se utilizou deste procedimento.²²

18 Encontra-se anexa a tabela onde se comparam os valores da linha de indigência de Árias e o custo da cesta CEPAL. (Anexo II)

19 Encontram-se no Anexo III os grupos, subgrupos e itens alimentares da POF que foram tratados como compondo a cesta CEPAL.

20 Poder-se-ia utilizar outras tabelas de conversão alimentar, como, por exemplo, a "Virtual Nutri", da USP. Acredita-se, todavia, que as diferenças seriam pouco expressivas, pois o consumo alimentar é concentrado em produtos "tradicionais", para os quais os valores de conteúdo calórico das diversas tabelas são muito próximos.

21 "Utilizam-se ... somente as necessidades calóricas, ao invés de toda a gama de necessidades nutricionais (proteínas, vitaminas, minerais). Isto se justifica pelo fato de que estudos baseados no ENDEF e na POF 1987/1988 mostram que as calorias se constituem no elemento restritivo, sendo portanto, suficiente escolher uma dieta observada que garanta os requisitos calóricos para que as necessidades dos outros nutrientes sejam satisfeitas." (Rocha, 2000).

Existem, contudo, estudos que identificaram deficiência de ingestão significativa de cálcio, mesmo em estratos elevados de renda, em quatro regiões urbanas do País. Indicam, assim, que a associação entre atendimentos das necessidades calóricas e de outros nutrientes pode não ser tão direta. Ver, por exemplo, Galleazzi *et al.* (1997).

Para a utilização dos preços do INPC-A, de setembro de 1996, visando à valoração da cesta CEPAL e do consumo observado com os produtos desta cesta, foi necessário o cálculo de preços médios para os grupos de produtos constantes da relação da cesta CEPAL. Infelizmente, não se contava com os preços de todos os itens alimentares que foram incorporados a estes grupos de alimentos da CEPAL. Assim, para cada um dos 34 grupos alimentares da CEPAL, foram calculados preços médios ponderados pelo consumo observado, ou seja, chegou-se a uma matriz de preços discriminados por região metropolitana e estratos de renda familiar. Quando não se contava com o preço de um item, calculou-se o preço médio do grupo, considerando na composição do consumo deste grupo somente aqueles itens que apresentassem preços. Isto é, ao item sem preço foi imputada uma cotação média reponderada dos outros itens.

Para o cálculo do valor do consumo com produtos fora da cesta utilizaram-se as informações do dispêndio familiar com alimentação, que, como se afirmou, apresenta uma desagregação bem menor. Assim, selecionaram-se aquelas despesas que sabidamente não constavam da cesta CEPAL, tendo sido, por outro lado, necessária tanto a incorporação de despesas que continham alguns itens da cesta CEPAL como o descarte de despesas para as quais existiam gastos com produtos fora da Cesta.²³ Trabalhando-se com dados agregados, não há a possibilidade de se aferir mais precisamente os gastos no domicílio com produtos fora da Cesta. De toda forma, os valores calculados do gasto familiar com alimentação no domicílio, isto é, a soma do gasto com produtos da Cesta e fora dela, por meio da valoração do consumo observado pelo INPC-A, são, grosso modo, bastante próximos dos valores divulgados relativos ao dispêndio alimentar familiar no domicílio. Ademais, sabe-se que os preços implícitos da POF e os coletados para o cálculo do INPC-A referem-se a universos de pesquisa distintos, havendo diferenças em seus valores. Verifica-se que estas não são significativas quando se comparam as cotações de produtos de maior consumo e menor sofisticação, apresentando maiores discrepâncias quanto aos preços de grupos alimentares (agregados) e de produtos mais elaborados.²⁴

22 No quadro do Anexo III constam, também, para todos os grupos, subgrupos e itens alimentares seus respectivos valores calóricos e a origem da informação ou o método de cálculo e/ou imputação.

23 No Anexo IV são apresentados os tipos de despesa da POF e sua inserção na cesta CEPAL.

24 Encontra-se em fase de elaboração texto onde se analisam as diferenças entre estes preços, utilizando-se, para tanto, do processamento dos microdados (ver Menezes *et al.*, 2002, onde são utilizados os preços implícitos). Neste sentido, pretende-se, em trabalho posterior, atualizar os resultados das estimativas aqui apresentadas. Vale observar que em todas as regiões metropolitanas a valoração do consumo alimentar domiciliar pelo INPC-A superou em 6%, na média, o dispêndio alimentar familiar disponibilizado pelo SIDRA-IBGE. Em São Paulo e, em menor grau, em Curitiba e Brasília foram encontradas as maiores diferenças, concentrando-se, por outro lado, nos estratos inferiores de renda. Tais constatações indicam haver problemas na aplicação de preços médios de grupos alimentares ao consumo observado nas famílias de baixa renda. De outra parte, o caso de São Paulo demonstra a não comparabilidade entre os preços coletados no domicílio e no local de compra, tendo em vista a alta segmentação do comércio de alimentos.

Para a estimativa da disponibilidade calórica com a alimentação fora do domicílio utilizou-se o custo de aquisição da caloria, calculado com base na cesta CEPAL. Tendo sido estimadas a disponibilidade calórica e o gasto com a cesta, calculou-se o preço médio da caloria, segundo regiões metropolitanas e estratos de renda, aplicando-o, posteriormente, às despesas alimentares fora do domicílio. Cabe responder: por que não utilizar o custo da caloria da cesta padrão? É que como se está comparando o consumo/gasto observado com o recomendado, pareceu mais adequado trabalhar com o preço de aquisição da caloria e não o custo da caloria na cesta padrão.

II.4 Limites e possibilidades das estimativas

Vale advertir que as estimativas de insuficiência do consumo calórico e do gasto familiar com alimentos não permitem uma inferência direta sobre as condições de nutrição das famílias. As informações da POF-1995/96 apresentam limitações²⁵ para o estudo da condição de nutrição das famílias. Particularmente severas são as limitações em termos da avaliação da adequação ou não do consumo calórico das famílias. Isto decorre de várias razões. Entre elas pode-se citar:

- a. a POF não pesquisa o grau de aproveitamento – resíduos e perdas – dos produtos na elaboração das refeições;
- b. a forma de preparação das refeições modifica seu conteúdo calórico;
- c. não é avaliada a ingestão calórica por comensal da família, assim como o número de comensais presentes em cada refeição. Assim, uma família pode ter uma disponibilidade adequada de calorias, mas isto não significa que todo membro da família tenha uma ingestão adequada de calorias;
- d. a POF avalia os gastos com alimentos e também parte do consumo não associado a despesas de compra, como doações, com alimentos, mas não incorpora a alimentação recebida pelos membros das famílias nas escolas, local de trabalho e a fornecida por instituições públicas e privadas;

²⁵ Uma limitação importante: as refeições fora do domicílio são avaliadas somente em termos dos gastos monetários, não sendo possível o cálculo preciso do seu componente calórico e protéico. Outra diz respeito à não avaliação da totalidade do consumo que não está diretamente associado a despesas de compra, como, por exemplo, da produção para autoconsumo. A maioria destas limitações será reduzida pelo que se deduz dos questionários da nova POF/IBGE de 2002/03.

e. não pesquisa a variação dos estoques domiciliares de alimentos, uma vez que o objetivo da pesquisa são os dispêndios e não os consumos efetivos.

Essas limitações decorrem do próprio escopo da POF-IBGE, que é orientado para a atualização do sistema de peso dos índices de preços. Portanto, as estimativas de calorias *per capita* por família devem ser consideradas como de disponibilidade e não de consumo calórico efetivo.

Desta forma, como já foi colocado, é preciso cuidado ao inferir que as famílias com insuficiência de disponibilidade de calorias e de gasto com alimentos apresentam, necessariamente, problemas de nutrição.²⁶ Igualmente, é necessário cuidado ao afirmar que todas as famílias que apresentam disponibilidade calórica e gasto alimentar adequados, principalmente aquelas próximas dos limites mínimos recomendados, estão em condições nutricionais aceitáveis.

Em razão das limitações discutidas acima, é importante calcular a insuficiência de gasto com alimentação e não só a disponibilidade calórica. Torna-se necessário verificar em quais faixas de renda encontram-se as famílias que não apresentam gasto suficiente para a aquisição de uma dieta alimentar adequada. A capacidade de gasto das famílias é um fator que, embora não exclusivo, é altamente correlacionado com o baixo nível de ingestão de calorias e com o maior risco nutricional. O gasto apresenta a vantagem de ser medido de forma mais precisa do que o consumo calórico na POF.

III Estimativas de insuficiência de disponibilidade calórica familiar *per capita*: resultados para as grandes regiões urbanas brasileiras, 1995/96

A Tabela 3 mostra a disponibilidade calórica familiar *per capita* com o consumo alimentar no domicílio, desagregado para a cesta CEPAL e para os outros itens alimentares. À medida que se ascende nas faixas de renda, a tendência é de aumentar a quantidade de calorias provenientes da cesta CEPAL e, mais ainda, dos produtos que estão fora da cesta. Conforme aumenta a renda familiar, as famílias compram, em média, maior quantidade de produtos da cesta CEPAL, e cresce a importância das calorias de outros produtos que não fazem parte dessa Cesta. Logo, as famílias diversificam seus hábitos alimentares quando sua renda cresce.

²⁶ Segundo o IPEA (ver Paes de Barros, 2000), a população indigente representava, em 1999, 14,5% da população brasileira, enquanto as estimativas de subnutrição da população infantil (menores de 5 anos) situam-se ao redor de 6%.

No estrato de renda familiar de até 2 salários mínimos, a região metropolitana com maior disponibilidade calórica devida ao gasto com produtos da cesta CEPAL é Curitiba, além de Brasília. Surpreendentemente, São Paulo é a cidade com a menor disponibilidade calórica com a aquisição de produtos da cesta CEPAL. Aparentemente, a disponibilidade calórica dos gastos domiciliares com produtos alimentares da cesta não segue diretamente a renda média familiar *per capita*.

Tabela 3
Disponibilidade Calórica da Alimentação no Domicílio – Cesta CEPAL e Outros Produtos, Segundo Classes de Renda Familiar e Regiões Metropolitanas – 1996

Região	2 SM		2 SM - 3 SM		3 SM - 5 SM		5 SM - 6 SM		6 SM - 8 SM	
	CEPAL	Não CEPAL	CEPAL	Não CEPAL	CEPAL	Não CEPAL	CEPAL	Não CEPAL	CEPAL	Não CEPAL
Belém	1672,9	265,6	1854,8	292,2	1855,7	324,3	1808,5	315,0	1913,4	367,7
Belo Horizonte	1170,4	151,3	1957,1	260,3	1783,7	219,3	1854,3	239,7	1885,6	261,3
Brasília	1596,5	178,7	1805,7	233,1	1626,4	205,5	2109,2	225,0	1952,2	254,8
Curitiba	2019,1	279,7	1881,5	222,9	1701,5	241,1	2046,4	280,8	1903,3	271,4
Fortaleza	1335,6	181,7	1466,8	221,4	1600,7	245,9	1622,3	247,9	1680,0	273,7
Porto Alegre	1320,7	184,0	1866,1	244,8	1742,1	254,6	1279,9	236,8	1525,4	289,2
Recife	1203,8	300,0	1586,4	355,1	1535,9	354,6	1745,8	467,5	1770,1	445,8
Rio de Janeiro	1063,2	159,3	1580,5	210,7	1565,5	217,7	1639,6	213,3	1591,7	254,5
Salvador	1272,2	231,4	1460,8	290,8	1620,3	303,3	1652,7	334,7	1524,4	334,7
São Paulo	1027,8	247,3	1161,0	209,3	1606,0	264,3	1917,4	253,3	1454,5	258,6
Região	8 SM - 10 SM		10 SM - 15 SM		15 SM - 20 SM		20 SM - 30 SM		acima de 30 SM	
	CEPAL	Não CEPAL	CEPAL	Não CEPAL	CEPAL	Não CEPAL	CEPAL	Não CEPAL	CEPAL	Não CEPAL
Belém	2030,7	362,2	1649,9	388,4	2000,2	398,6	2093,6	380,0	2427,5	413,1
Belo Horizonte	1778,1	333,5	1929,8	311,4	1534,7	364,7	1850,8	477,2	1883,1	488,4
Brasília	1894,9	270,4	2298,5	349,0	2628,0	292,3	2188,3	346,9	2233,2	478,5
Curitiba	1669,1	291,6	1916,8	367,8	2156,9	335,4	1950,4	464,9	2268,6	493,4
Fortaleza	1860,2	296,9	1703,0	288,8	1601,3	299,3	1720,0	385,4	2022,6	510,3
Porto Alegre	1483,1	281,4	1684,4	338,5	1983,7	427,3	1466,4	422,3	1684,8	621,0
Recife	1711,1	431,8	1956,4	461,4	1838,3	489,4	1672,4	505,9	2173,1	652,9
Rio de Janeiro	1670,6	239,3	1702,8	267,2	1685,7	266,4	2373,5	363,1	2717,4	384,8
Salvador	1863,2	359,6	1624,6	407,8	2298,8	528,0	2088,2	427,1	2731,6	717,0
São Paulo	1339,0	257,8	1314,9	311,7	1380,9	354,3	2132,4	436,8	1619,4	484,8

Fonte: POF 1995/96 – IBGE.

Elaboração dos Autores.

A Tabela 4 permite uma avaliação mais completa da disponibilidade calórica das famílias. Esta tabela apresenta a disponibilidade calórica dos gastos com alimentos no domicílio e fora dele. A disponibilidade diária familiar *per capita* de energia com a alimentação no domicílio, para a média das classes e para o conjunto das áreas metropolitanas, de 1.851,3 Kcal supera em somente 8,2% o resultado alcançado por Monteiro, Mondini e Costa (2000).

Tabela 4
Disponibilidade Calórica da Alimentação – no Domicílio e Fora Deste, Segundo
Classes de Renda Familiar e Regiões Metropolitanas – 1996
(Kcal familiar *per capita*/dia)

Região	2 SM		2 SM - 3 SM		3 SM - 5 SM		5 SM - 6 SM		6 SM - 8 SM	
	Domicílio	Não Domicílio	Domicílio	Não Domicílio	Domicílio	Não Domicílio	Domicílio	Não Domicílio	Domicílio	Não Domicílio
Metropolitana										
Belém	1938,5	207,6	2146,9	228,2	2180,0	418,3	2123,5	390,3	2281,1	388,5
Belo Horizonte	1321,7	218,0	2217,4	238,0	2003,0	416,3	2094,0	462,9	2146,9	705,4
Brasília	1775,3	258,5	2038,8	362,3	1831,8	299,1	2334,1	366,2	2206,9	664,2
Curitiba	2298,8	64,8	2104,5	314,3	1942,6	336,3	2327,3	585,2	2174,7	433,7
Fortaleza	1517,3	172,5	1688,2	254,7	1846,6	383,5	1870,2	421,4	1953,7	498,8
Porto Alegre	1504,7	118,3	2110,9	266,9	1996,6	283,2	1516,7	372,6	1814,6	433,0
Recife	1503,8	53,7	1941,6	114,7	1890,5	107,2	2213,3	192,6	2215,9	137,2
Rio de Janeiro	1222,5	166,5	1791,2	304,9	1783,2	322,6	1852,9	524,1	1846,2	447,6
Salvador	1503,6	230,8	1751,5	334,9	1923,6	378,6	1987,3	470,5	1859,1	400,6
São Paulo	1275,1	227,7	1370,4	119,8	1870,3	335,6	2170,8	441,7	1713,1	373,9
Região	8 SM - 10 SM		10 SM - 15 SM		15 SM - 20 SM		20 SM - 30 SM		acima de 30 SM	
Metropolitana	Domicílio	Não Domicílio	Domicílio	Não Domicílio	Domicílio	Não Domicílio	Domicílio	Não Domicílio	Domicílio	Não Domicílio
Belém	2392,9	504,2	2038,3	323,4	2038,3	708,8	2038,3	663,4	2038,3	1009,0
Belo Horizonte	2111,7	696,5	2241,2	906,6	2241,2	743,6	2241,2	958,5	2241,2	1380,3
Brasília	2165,3	612,4	2647,5	756,2	2647,5	1191,7	2647,5	917,1	2647,5	1281,1
Curitiba	1960,7	413,7	2284,6	616,9	2284,6	886,5	2284,6	888,7	2284,6	1228,3
Fortaleza	2157,1	697,8	1991,9	786,4	1991,9	755,8	1991,9	807,4	1991,9	1421,5
Porto Alegre	1764,4	430,7	2022,8	674,8	2022,8	832,0	2022,8	803,5	2022,8	1174,9
Recife	2142,9	141,8	2417,8	197,6	2417,8	278,7	2417,8	328,0	2417,8	785,7
Rio de Janeiro	1909,9	697,5	1970,0	678,2	1970,0	1080,7	1970,0	1466,1	1970,0	2330,4
Salvador	2222,8	595,2	2032,4	620,4	2032,4	818,8	2032,4	1090,3	2032,4	1287,7
São Paulo	1596,8	554,2	1626,6	554,7	1626,6	751,5	1626,6	608,9	1626,6	1436,1

Fonte: POF 1995/96 – IBGE.

Elaboração dos Autores.

A tendência é o aumento da renda provocar um acréscimo na quantidade de calorias consumidas com a alimentação fora do domicílio. Em São Paulo, na faixa de renda familiar acima de 30 salários mínimos mensais, quase metade da disponibilidade *per capita* de calorias é obtida por refeições fora do domicílio. Nessa cidade, mesmo na faixa de renda de até dois salários mínimos, a participação da alimentação fora de casa responde a quase 21% das calorias disponíveis no domicílio. É provável que uma participação grande da alimentação fora do domicílio nas faixas de renda mais baixa esteja associada aos custos e ao tempo do deslocamento da casa para o trabalho.

A Tabela 5 mostra o balanço calórico (déficit ou superávit) para todas as faixas de renda e regiões urbanas da POF, quando se compara a disponibilidade total de calorias com a quantidade recomendada pela CEPAL.

As estimativas de insuficiência calórica mostram que em todas regiões metropolitanas, exceto Curitiba, ocorre insuficiência de disponibilidade calórica na faixa de renda de até dois salários mínimos. Fortaleza, Recife, Salvador e, surpreendentemente, São Paulo e Rio de Janeiro apresentam déficit calórico na faixa de renda de dois a três salários mínimos. Esta última região metropolitana apresenta déficit até na faixa de três a cinco salários mínimos. Outro caso anômalo é o déficit de calorias observado na faixa de cinco a seis salários mínimos em Porto Alegre. De fato, o que mais surpreende são os déficits calóricos em São Paulo e Porto Alegre nas faixas intermediárias de renda mensal familiar.

Tudo indica que o déficit calórico observado no Rio de Janeiro está superestimado. O consumo de carne bovina no Rio de Janeiro é o menor de todas as regiões metropolitanas da POF. Os consumos de farinhas e fécula também estão abaixo da média das outras regiões. As quantidades desses produtos estão abaixo do que seria esperado quando comparado com outras regiões de renda *per capita* semelhante ao Rio de Janeiro. É possível que a coleta da POF²⁷ tenha tido dificuldades com as informações referentes ao gasto com determinados produtos nessa região urbana. Galleazzi *et al.* (1997) investigaram a adequação nutricional do consumo alimentar nas cidades de Campinas, Ouro Preto, Goiânia e Rio de Janeiro. Só esta última cidade não apresentou déficit calórico em nenhum estrato de renda em seu estudo, embora na faixa de renda mais baixa o consumo calórico esteja próximo do limite mínimo recomendado. De qualquer forma, as estimativas de insuficiência calórica para o Rio de Janeiro devem ser avaliadas com cuidado.

27 Para determinados produtos alimentares observa-se uma variabilidade grande de informações dos domicílios de uma faixa de renda específica, em razão de características específicas e idiossincráticas dos hábitos alimentares das famílias.

Tabela 5
Disponibilidade Calórica e seu Déficit (consumo – cesta CEPAL), Segundo
Classes de Recebimento e Regiões Metropolitanas – 1996
(Kcal familiar *per capita*/dia)

Região Metropolitana	2 SM		2 SM - 3 SM		3 SM - 5 SM		5 SM - 6 SM		6 SM - 8 SM	
	Disp. Calórica	Balanço Calórico								
Belém	2146,1	3,0	2375,1	232,0	2598,3	455,2	2513,8	370,7	2669,6	526,5
Belo Horizonte	1539,7	-658,8	2455,4	256,9	2419,2	220,7	2556,9	358,4	2852,4	653,9
Brasília	2033,8	-121,0	2401,2	246,4	2130,9	-23,9	2700,3	545,5	2871,1	716,3
Curitiba	2363,6	146,0	2418,7	201,1	2278,9	61,3	2912,5	694,9	2608,4	390,8
Fortaleza	1689,8	-436,2	1942,9	-183,1	2230,1	104,1	2291,6	165,6	2452,5	326,5
Porto Alegre	1622,9	-594,7	2377,9	160,3	2279,9	62,3	1889,3	-328,3	2247,6	30,0
Recife	1557,5	-636,8	2056,3	-138,0	1997,7	-196,6	2405,9	211,6	2353,1	158,8
Rio de Janeiro	1388,9	-824,8	2096,1	-117,6	2105,8	-107,9	2377,0	163,3	2293,8	80,1
Salvador	1734,4	-391,6	2086,5	-39,5	2302,1	176,1	2457,8	331,8	2259,6	133,6
São Paulo	1502,8	-649,6	1490,2	-662,2	2205,8	53,4	2612,5	460,1	2087,0	-65,4
Região Metropolitana	8 SM - 10 SM		10 SM - 15 SM		15 SM - 20 SM		20 SM - 30 SM		acima de 30 SM	
	Disp. Calórica	Balanço Calórico								
Belém	2897,0	753,9	2361,7	218,6	2747,1	604,0	2701,7	558,6	3047,3	904,2
Belo Horizonte	2808,2	609,7	3147,8	949,3	2984,8	786,3	3199,7	1001,2	3621,5	1423,0
Brasília	2777,7	622,9	3403,7	1248,9	3839,2	1684,4	3564,7	1409,9	3928,6	1773,8
Curitiba	2374,5	156,9	2901,5	683,9	3171,1	953,5	3173,3	955,7	3512,9	1295,3
Fortaleza	2854,9	728,9	2778,2	652,2	2747,7	621,7	2799,3	673,3	3413,4	1287,4
Porto Alegre	2195,1	-22,5	2697,7	480,1	2854,9	637,3	2826,3	608,7	3197,7	980,1
Recife	2284,7	90,4	2615,4	421,1	2696,5	502,2	2745,8	551,5	3203,5	1009,2
Rio de Janeiro	2607,4	393,7	2648,2	434,5	3050,7	837,0	3436,1	1222,4	4300,4	2086,7
Salvador	2818,0	692,0	2652,8	526,8	2851,2	725,2	3122,7	996,7	3320,1	1194,1
São Paulo	2151,1	-1,3	2181,3	28,9	2378,1	225,7	2235,5	83,1	3062,7	910,3

Fonte: POF1995/96 – IBGE.

Elaboração dos Autores.

Obs: Para o total das áreas são apresentados dois valores, pois, na inexistência de uma cesta CEPAL com essa abrangência, decidiu-se estimar o Balanço Calórico tendo por referência as cestas de maior (Porto Alegre) e de menor (Fortaleza) conteúdo calórico.

Em Porto Alegre também ocorre o problema de uma queda brusca na quantidade comprada de determinados alimentos no estrato de renda de cinco a seis salários mínimos. Por exemplo, a quantidade de cereais nessa classe chega a ser 50% menor que na classe de três a cinco salários mínimos. Provavelmente, também nesse caso, o procedimento de

coleta de informação da POF apresenta limitações para captar as quantidades de determinados alimentos compradas pelas famílias. De qualquer forma, é necessária uma avaliação mais cuidadosa dos motivos desse achado.

Mesmo com todas as limitações das informações da POF, as evidências sugerem que as famílias das faixas de renda mais baixas, principalmente aquelas localizadas no estrato de até dois salários mínimos, correm risco de sofrer uma disponibilidade calórica insuficiente. Isto vale, inclusive, para as famílias pobres localizadas nas regiões metropolitanas que apresentam maior renda *per capita* média, como São Paulo. Mais ainda: é provável que as famílias mais pobres das regiões urbanas mais ricas, paradoxalmente, estejam mais sujeitas ao risco de uma disponibilidade calórica inadequada. Isto não significa que essas regiões concentrem o percentual de população subnutrida, pois é nelas que localizam as redes de proteção social mais estruturadas e efetivas.²⁸

A Tabela 6 fornece mais indicações para entender o paradoxo de São Paulo apresentar um déficit calórico maior que a região metropolitana de Fortaleza. As famílias de até dois salários mínimos em Fortaleza apresentam renda *per capita* inferior às famílias da mesma faixa de renda moradoras de São Paulo. No entanto, famílias paulistas têm um custo de aquisição de caloria cerca de 45% maior do que as de Fortaleza. O gasto *per capita* com os produtos da cesta CEPAL nas quantidades normativas é também menor em Fortaleza.

Um outro contraste pode ser feito com relação a Salvador. Nesta região o custo *per capita* da cesta normativa da CEPAL chega a ser maior que o observado em São Paulo. Entretanto, o preço da caloria, calculado a partir do gasto observado na POF, é menor em Salvador do que o das famílias de São Paulo. As famílias de baixa renda de Salvador alocam seus recursos na compra de produtos alimentares mais baratos e, por isso, estas obtêm um menor preço por caloria. Em termos nutricionais, isto se traduz em um menor déficit calórico.

28 Hoffmann (1998, p. 313), estudando a correlação entre a renda domiciliar e a desnutrição infantil (medida pela proporção de crianças com menos de 5 anos de idade com altura muito baixa – escore Z), afirma “...que, mesmo depois de descontando o efeito renda, a estatura das crianças tende a ser menor no Norte e no Nordeste (tanto urbano como rural). Uma das razões para isso é certamente a maior deficiência de serviços públicos.”

Tabela 6
Preço por Quilocaloria e Custo da Cesta CEPAL – 1996
(em R\$ mensais familiar *per capita*)

Região Metropolitana	Preço da Caloria	Custo	
		Cesta CEPAL até 2 SM	Cesta CEPAL Média*
Belém	0,00062	43,3	45,1
Belo Horizonte	0,00057	35,0	34,9
Brasília	0,00052	38,8	39,6
Curitiba	0,00056	40,1	41,2
Fortaleza	0,00056	37,3	38,3
Porto Alegre	0,00072	40,9	43,7
Recife	0,00071	42,5	43,4
Rio de Janeiro	0,00063	43,5	45,4
Salvador	0,00068	45,9	47,1
São Paulo	0,00081	43,8	45,5

Fonte: POF 1995/96 – IBGE.

Elaboração dos Autores.

Obs: média para o total de faixas de renda.

Em contraposição, as famílias paulistanas enfrentam um dos maiores custos dos produtos da cesta CEPAL e alocam seus recursos na compra de produtos alimentares mais caros. Por essas razões, seu custo de calorias é o mais alto do País e seu déficit calórico é um dos maiores entre todas regiões metropolitanas da POF. Altos déficits calóricos também são observados em Belo Horizonte e Porto Alegre.²⁹

Esta evidência sugere que as famílias paulistanas emulam o comportamento de gastos com alimentos das famílias mais ricas. Se isto for correto, a mensagem para as políticas públicas de segurança alimentar é clara: garantir renda para a compra da quantidade recomendada de uma cesta normativa pode não ser suficiente para garantir uma condição nutricional saudável. As famílias mais pobres são expostas a propagandas que reforçam a tendência à aquisição de produtos mais caros, refletindo o padrão de consumo das famílias mais ricas. Não se deve esquecer, de outra parte, que em São Paulo a alimentação

²⁹ Menezes (1999) identificou diferenciais significativos no custo de vida entre as regiões metropolitanas cobertas pela POF. São Paulo e Rio de Janeiro seriam as áreas de maior custo de vida. Porto Alegre e Curitiba apresentam um custo de vida na média de todas essas regiões. Belém, Fortaleza e Belo Horizonte são as de custo mais reduzido.

institucional, isto é, aquela fornecida pelas escolas e pelas empresas, é de grande importância, não estando plenamente coberta pela pesquisa. Além disso, as despesas com alimentação fora do domicílio têm, nesta região, uma participação bem superior ao observado nas outras áreas, estando estas despesas provavelmente subestimadas nos dados da POF.

IV Estimativas de insuficiência de gasto alimentar familiar *per capita*: resultados para as grandes regiões urbanas brasileiras, 1995/96

Inicialmente as estimativas de insuficiência do gasto alimentar foram obtidas comparando-se o dispêndio observado das famílias com um conjunto de alimentos selecionados, informado pela POF-1995/96, com os custos desses alimentos nas quantidades prescritas pela CEPAL. Estimou-se, portanto, a insuficiência de renda dessas famílias para atingir um montante de dispêndio com alimentação considerado adequado em termos de saúde – calorias, proteínas e outros nutrientes – e dos seus hábitos de consumo.

A Tabela 7 mostra os recebimentos, gastos e o custo da cesta CEPAL para a classe de renda até dois salários mínimos em todas as regiões metropolitanas da POF. Selecionouse, inicialmente, a classe de ganhos de até dois salários mínimos, pois esta classe, como seria de se esperar, é aquela com maior insuficiência de renda para garantir um nível de dispêndio alimentar adequado do ponto de vista nutricional. Todos os valores estão em médias mensais.

Os menores rendimentos familiares *per capita* para o total de estratos de renda e até dois salários mínimos são observados nas regiões metropolitanas localizadas no Norte e Nordeste. Salvador apresenta uma renda média familiar *per capita* maior que Recife e Fortaleza. No entanto, quando se considera a renda familiar *per capita* no estrato de até dois salários mínimos, as famílias de Salvador são aquelas que apresentam menor recebimento. As famílias do Rio de Janeiro, Curitiba, São Paulo, Porto Alegre e Belo Horizonte são aquelas, inclusive no estrato de até dois salários mínimos, que têm melhor condição de renda e, portanto, menor restrição na aquisição de alimentos.

Para avaliar a capacidade de aquisição alimentar das famílias é preciso considerar não somente o nível absoluto de sua renda, mas também os custos desses produtos. Foi calculado o custo dos produtos da cesta CEPAL nas quantidades recomendadas para a média do total dos estratos de renda e até dois salários mínimos. As famílias de menor renda es-

tão conseguindo comprar os alimentos da cesta mais baratos que a média das outras famílias. A única exceção ocorre em Belo Horizonte.

Todas essas informações permitem avaliar quais são as famílias com maior risco nutricional do ponto de vista da insuficiência de renda.

Tabela 7
Recebimentos, Gasto com Alimentação e Custo da Cesta CEPAL
(em Reais mensais familiar *per capita*)

Região Metropolitana	Recebimento		Gasto Alimentar				Custo Cesta CEPAL	
	Médio	2 S.M.	Domicílio		Fora Domicílio		Médio	2 S.M.
			Médio	2 S.M.	Médio	2 S.M.		
Belém	286,29	49,09	46,95	33,49	11,02	3,89	45,14	43,33
Belo Horizonte	420,08	53,08	46,19	22,24	17,14	3,81	34,88	35,01
Brasília	567,45	46,20	55,63	28,18	16,95	4,08	39,64	38,85
Curitiba	484,51	58,97	56,94	36,88	15,92	1,11	41,17	40,07
Fortaleza	243,63	39,24	37,10	23,62	11,68	2,92	38,31	37,30
Porto Alegre	516,45	56,49	51,75	31,15	16,99	2,59	43,67	40,94
Recife	243,42	39,95	44,39	29,26	10,84	1,16	43,40	42,47
Rio de Janeiro	437,08	61,77	43,18	22,47	17,33	3,21	45,45	43,54
Salvador	269,10	38,67	44,68	27,46	13,31	4,78	47,12	45,91
São Paulo	523,15	57,62	62,43	31,60	21,42	5,61	45,46	43,85

Fonte: Pesquisa de Orçamento Familiar IBGE – 1996.

Quando se considera a média do gasto alimentar domiciliar *per capita* – produtos da cesta CEPAL e outros – para o conjunto das famílias das regiões metropolitanas da POF, observa-se que, na maioria dos casos, o gasto supera o custo da cesta CEPAL. As famílias, na média, têm capacidade de gasto suficiente para a compra de uma lista de produtos e suas respectivas quantidades que garantam o nível calórico adequado. Ocorrem apenas três casos nos quais o gasto domiciliar total com alimentos das famílias é um pouco inferior ao custo da cesta CEPAL: no Rio de Janeiro, Salvador e Fortaleza. No entanto, quando se computam os dispêndios com alimentos fora do domicílio, as famílias de todas as

regiões metropolitanas da POF, em média, apresentam gastos com alimentos superiores ao custo da cesta CEPAL.

O risco das famílias não terem capacidade de arcar com o custo da cesta CEPAL, como não poderia deixar de ser, encontra-se localizado nos estratos de menor renda. As famílias com ganhos de até dois salários mínimos, em todas regiões metropolitanas, não apresentam capacidade de gasto suficiente para cobrir o custo da cesta CEPAL. As famílias desse estrato, mesmo aquelas que utilizassem todo seu gasto alimentar para adquirir estritamente os produtos da cesta CEPAL, não conseguiriam comprar as quantidades necessárias para atender às necessidades calóricas adequadas do ponto de vista nutricional.

A Tabela 8 permite avaliar melhor quais são e onde se localizam as famílias que apresentam maior risco de não atingir o requerimento calórico adequado em termos de gasto. Isto foi feito comparando o total do gasto alimentar familiar *per capita* – gasto domiciliar com os produtos CEPAL, com outros produtos e o realizado fora do domicílio – com o custo da cesta CEPAL. Verifica-se que o maior risco alimentar, quando avaliado pela insuficiência de gasto com alimentos, é enfrentado pelas famílias situadas no estrato de renda de até dois salários mínimos mensais.

Tabela 8
Insuficiência de Gasto Total com Alimentos *versus* Custo da Cesta CEPAL
(em Reais mensais familiar *per capita*)

Região Metropolitana	Até 2	2-3	3-5	5-6	6-8	8-10	10-15	15-20	20-30	+ 30
Belém	-5,95	-1,86	4,08	3,71	8,91	15,68	8,35	26,32	32,13	62,73
Belo Horizonte	-8,96	9,15	6,68	12,09	19,13	26,79	30,49	41,84	60,49	78,42
Brasília	-6,58	8,83	2,68	13,39	15,06	24,68	37,50	40,25	50,14	84,38
Curitiba	-2,08	4,93	7,00	18,18	14,76	14,46	33,82	41,77	54,96	89,70
Fortaleza	-10,76	-2,99	3,06	3,50	12,78	22,41	22,55	25,58	34,04	61,43
Porto Alegre	-7,20	5,31	4,08	1,63	13,40	10,66	26,97	41,68	52,99	76,53
Recife	-12,05	-2,85	1,12	13,06	14,20	9,95	27,95	27,98	50,28	95,40
Rio de Janeiro	-17,86	-5,05	-2,47	-2,67	2,71	13,93	14,98	34,92	52,92	87,51
Salvador	-13,67	-6,22	-0,32	2,26	3,03	16,88	16,92	47,32	49,13	91,88
São Paulo	-6,64	-0,95	2,89	14,76	23,39	15,52	27,48	31,43	85,61	110,24

Fortaleza, Recife, Salvador e, marginalmente, Belém e São Paulo apresentam famílias com insuficiência de gasto alimentar em estratos de renda superior a dois salários mínimos. Rio de Janeiro também se encontra nessa situação. Entretanto, é necessário qualificar esse resultado. No Rio de Janeiro, as informações da POF, como já comentado, apontam para um consumo médio reduzido de determinados produtos alimentares nas faixas de renda mais baixas, quando comparado com as famílias das mesmas faixas de renda de outras regiões metropolitanas com renda média *per capita* semelhante. De qualquer forma, outras evidências indicam que está superestimada a insuficiência do gasto alimentar no Rio de Janeiro.

A comparação dos resultados das estimativas de insuficiência de gasto com as de disponibilidade calórica permite algumas inferências importantes. No geral, a evidência encontrada mostra que as famílias com ganhos de até dois salários mínimos correm risco nutricional. Isto só não ocorre em Curitiba. Nesta área as famílias na faixa de até dois salários mínimos apresentam superávit calórico. Quando analisado pela ótica do gasto, identifica-se uma insuficiência de gasto com alimentos, embora o déficit das despesas em relação ao valor da dieta recomendada seja o menor entre todas regiões metropolitanas.

Outro aspecto importante é que, pela ótica dos gastos, as famílias das regiões metropolitanas com menor renda *per capita* do País – Fortaleza, Recife e Salvador – apresentam os maiores déficits, em valores monetários, entre todas regiões da POF. No entanto, quando se avalia considerando-se a disponibilidade de calorias, essas metrópoles encontram-se em melhor situação que São Paulo, uma cidade mais rica. A conclusão é que a renda é uma variável que, em média, reflete a capacidade das famílias terem uma situação nutricional adequada. Mas ocorrem situações em que isto pode não ser verdade. É preciso ter cuidado ao utilizar-se a variável renda para avaliar a condição nutricional.³⁰

Resultados similares foram encontrados no estudo de Barretto e Cyrillo (2001, p. 57), que mostra que enquanto nas famílias mais pobres a renda é insuficiente para a aquisição de uma dieta satisfatória, nas famílias de renda intermediária ou superior, ainda que seja possível com a renda auferida suprir as necessidades nutricionais de maneira adequada, o que se observa são gastos superiores e qualitativamente inadequados.³¹ Em suas palavras: “à exceção das famílias mais pobres cujos rendimentos são insuficientes à obtenção de

30 Como bem aponta Deaton (): “... measures of welfare base on nutritional status will differ from the Standard economic measures based on expenditures, income, or assets. There is, of course, no reason why cannot have multidimensional measures of welfare – someone can be wealthy but hungry, or well-fed but poor – but we can run into difficulties if we do not keep the differences claries [between economic and nutritional views].”

31 Estudo que se utilizou de métodos de programação linear para a mensuração de patamares mínimos de gasto alimentar.

uma nutrição satisfatória, os dados permitem supor que é possível suprir as necessidades dietéticas de forma adequada a custos inferiores ao montante usualmente gasto pelas famílias". Concluem, a seguir, que "é premente a necessidade de políticas eficazes que englobem e busquem soluções tanto para o problema da persistente situação de insuficiência alimentar nos bolsões nacionais de pobreza quanto para a nutrição que se desvia das recomendações, em razão do consumo qualitativamente inadequado."

V Conclusões

As estimativas mostram, em diferentes graus, que as famílias com ganhos de até dois salários mínimos, da maioria das regiões metropolitanas da POF, sofrem de insuficiência de disponibilidade calórica *per capita*. Isto só não ocorre em Curitiba.

A evidência obtida mostrou também que as regiões metropolitanas com menor renda *per capita* não necessariamente vão apresentar a maior insuficiência de disponibilidade calórica. As regiões metropolitanas de Fortaleza, Recife e Salvador apresentam um déficit de disponibilidade calórica menor que São Paulo. Aparentemente, existe em São Paulo um processo mais intenso de emulação dos padrões de consumo alimentar das camadas mais ricas da população. É preciso investigar melhor as razões que determinam esse comportamento.

Em relação à insuficiência do gasto familiar *per capita*, identificou-se, em todas as regiões metropolitanas da POF, que as famílias do estrato de renda de até dois salários mínimos estão sujeitas ao risco de não comprar alimentos na quantidade suficiente para suprir a quantidade recomendada de calorias. Essa insuficiência é mais severa em termos absolutos, particularmente em Salvador, Recife, Fortaleza e Rio de Janeiro. Esse resultado contrasta com o obtido quando se avalia pela ótica da disponibilidade calórica. Isto decorre da diferença de preço da quilocaloria e da composição dos produtos na dieta das famílias entre as regiões metropolitanas. Nessas regiões, observou-se também que as famílias classificadas em outros estratos de renda igualmente apresentam risco de terem uma disponibilidade calórica insuficiente.

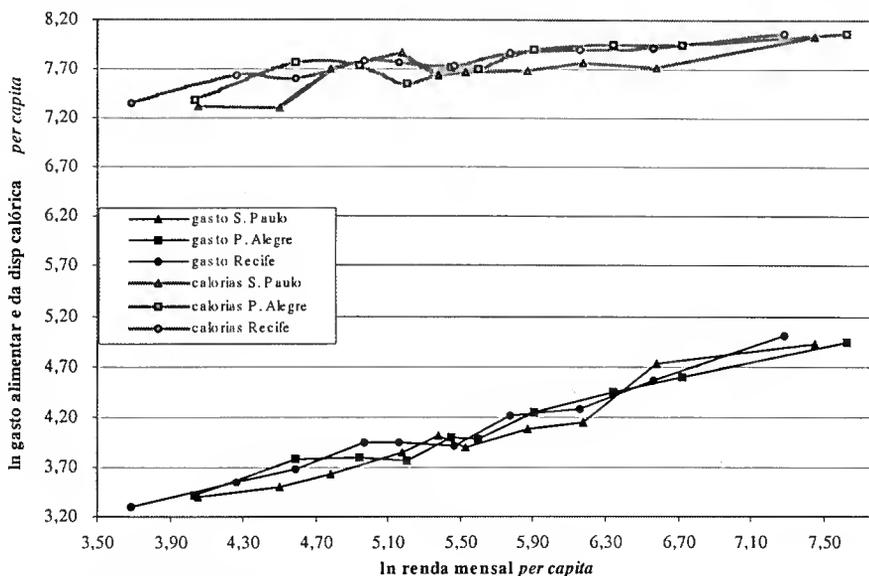
Vale notar que o descompasso entre gasto alimentar e ingestão calórica, para o qual os resultados aqui apresentados são ilustrativos, é uma questão reconhecida pela literatura especializada. Em outras palavras, vários estudos apontam para o fato de que a elasticidade-renda do gasto alimentar é muito superior à elasticidade-renda da ingestão calórica, o

que significa dizer que o aumento da renda se reflete mais diretamente em incrementos no gasto do que na ingestão de calorias. (Deaton, 1997).³²

Com base nos dados do gasto alimentar e das estimativas da disponibilidade calórica total foram calculadas as elasticidades-renda da ingestão calórica e do dispêndio alimentar. Essas elasticidades foram estimadas por meio do modelo log-log (disponibilidade calórica e gasto alimentar contra renda, em valores familiares *per capita*), ajustado por mínimos quadrados ponderados (participação da população de cada região metropolitana e em cada estrato de renda no total populacional). Os resultados mostraram-se bastante consistentes e próximos aos apontados pela literatura. Efetivamente, enquanto a elasticidade renda da disponibilidade calórica é de 0.182, a do gasto alimentar é de 0.451. Esse comportamento é ilustrado no Gráfico 1, que apresenta o comportamento do gasto alimentar e da disponibilidade calórica ante a renda em três regiões metropolitanas.

Gráfico 1

Comportamento do Gasto Alimentar e da Disponibilidade Calórica Segundo a Renda, nas Regiões Metropolitanas de São Paulo, Porto Alegre e Recife – 1996



Fonte: Pesquisa de Orçamento Familiar IBGE – 1996.

32 “... the nutrient elasticity will be lower than the food elasticity, perhaps by as much as a half. ... increases in income will not result in substantial improvements in nutrient intakes.” (Deaton, p. 212).

O autor aponta, ademais, que métodos indiretos de estimação da ingestão calórica, a exemplo do aqui realizado, implicam, em grande parte dos casos, superestimativas da elasticidade renda da ingestão calórica e de uma alta correlação com o dispêndio alimentar. Tal fato ocorre devido, entre outros fatores, à conversão dos de consumo se realizar no nível de grandes grupos de alimentos, ocultando as diferenças de qualidade, de paladar e de composição entre os alimentos desses grupos. Como se pode notar, no presente trabalho os resultados parecem indicar que esses vieses não se fizeram presentes.

Os resultados que merecem uma investigação mais cuidadosa são os da região metropolitana do Rio de Janeiro. Existem poucas indicações a corroborar o grau de insuficiência de gasto alimentar encontrado nessa região metropolitana, a partir das informações da POF/IBGE.

Por fim, a evidência obtida mostra que uma parcela expressiva da população urbana brasileira, que concentra as maiores rendas do País,³³ corre o risco de não ter acesso a uma alimentação adequada, mesmo existindo diferenças sobre quais são as regiões metropolitanas de maior risco nutricional quando se utiliza o critério de disponibilidade calórica ou o de insuficiência de renda. Surpreendentemente, não há indicações de que as populações com risco nutricional estejam vivendo uma situação de fome endêmica. Uma explicação plausível, que deve ser melhor investigada, é a existência de redes de proteção sociais privadas, comunitárias e públicas que estão assegurando o acesso à alimentação a um importante contingente dessa população de risco.

Pesquisa recente de Peliano e Beghin (2000) colabora com essa explicação. Os resultados obtidos por essas autoras mostram que as atividades com alimentação e abastecimento representavam a segunda modalidade de ação social mais praticadas pelas empresas nas três regiões pesquisadas: Sudeste, Nordeste e Sul. Particularmente na região Sudeste, cerca de 67% das empresas praticam alguma ação social. O gasto da ação social das empresas situava-se em torno de R\$ 3,5 bilhões. Isto ajuda a explicar o fato de a baixa disponibilidade calórica verificada em São Paulo não se traduzir em uma situação de fome endêmica na população de menor renda dessa região metropolitana.

Referências bibliográficas

- Árias, A. R. *Estimativas de indigência e pobreza no Brasil no período 1990-1996: resumo metodológico e resultados*. IPEA, Brasília, março de 1999. Documento preparado no âmbito do Projeto Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas, mimeo.
- Barretto, Sérgio A. Jábali; Cyrillo, Denise C. Análise da composição dos gastos com alimentação no município de São Paulo (Brasil) na década de 1990. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 35, n. 1, 2001.
- CEPAL. *Necesidades de energia y proteínas de al población de Brasil*. Santiago: CEPAL, LC/L.584, 30 de septiembre de 1989, 277p. (1989a)

33 Deve ser lembrado que os dados da POF são referentes ao ano de 1996, onde os impactos distributivos do Plano Real eram significativos.

- _____. *Brasil: canastas básicas de alimentos y determinación de las líneas de indigencia e pobreza*. Santiago: CEPAL, LC/L.532, 29 de diciembre de 1989, 43p. (1989b)
- _____. *Medición de la pobreza en Brasil: una estimación de las necesidades de energía y proteína de la población*. Santiago: CEPAL, LC/r.1700, 30 de diciembre de 1996. 55p.
- Deaton, Angus. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Washington D.C.: World Bank, 1997.
- Galleazzi, M. A. M. *et al.* Estudo multicêntrico sobre consumo alimentar. *Revista do Núcleo de Estudos e Pesquisas em Alimentação*, volume especial - NEPA/UNICAMP, Campinas, 1997.
- Gray, Cheryl Willinanson. *Food consumption parameters for Brazil and their application to food policy*. Research report n. 32, Washington D.C.: International Food Policy Research Institute, 1982.
- Hoffmann, R. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. *Revista Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 299- 315, abril-junho 1998.
- _____. A distribuição da renda no Brasil no período 1992-2001. *Economia e Sociedade*. Campinas - São Paulo, n. 11, 2002.
- IBGE. *Dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF) de 1987/88 e 1995/96*. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/pof/default.asp?z=p&o=7> (2002a).
- _____. *Dados de preços do Índice de Preços ao Consumidor*. Disponível em: [http://www2.ibge.gov.br/pub/Preços Indices de Preços ao Consumidor/Preços Medios/](http://www2.ibge.gov.br/pub/Preços%20Indices%20de%20Preços%20ao%20Consumidor/Preços%20Medios/) (2002b).
- _____. *Estudo Nacional da Despesa Familiar - ENDEF: tabela de composição de alimentos*. Rio de Janeiro, 1977. 216 p.
- Instituto Cidadania. *Projeto Fome Zero: uma proposta de política de segurança alimentar para o Brasil*. São Paulo, out. de 2001 (disponível em <http://www.interlegis.gov.br/cidadania/20020108135226/20021105103327>).
- Lustosa, Tânia Q. de O.; Figueiredo, José Bernardo B. de. Pobreza no Brasil: métodos de análise e resultados. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, ago. 1990.
- Menezes, T. *Custo de vida regional e convergência de renda per capita entre as regiões metropolitanas brasileiras*. 1999. Tese (Doutorado). FEA-USP, São Paulo.
- Menezes, T. *et al.* *Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: aplicação de um modelo AIDS com expansão quadrática aos microdados da POF 1995/96-IBGE*. Brasília:

- IPEA, 2002. Documento preparado no âmbito do Projeto Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas, mimeo.
- Monteiro, C. A. *A dimensão da pobreza, da desnutrição e da fome no Brasil: implicações para políticas públicas*. Seminário Especial Fome e Pobreza – Fórum Nacional, Rio de Janeiro, set. de 2003 (disponível em <http://www.forumnacional.org.br/publi/ep/EP0053.pdf>)
- Monteiro, C. A., Mondini, L.; Costa, R. B. L. Mudanças na composição e adequação nutricional da dieta familiar nas áreas metropolitanas do Brasil (1988-1996). *Revista de Saúde Pública*, USP, São Paulo. v. 34, n. 3, p. 251-8, 2000.
- Paes de Barros, R. *et al.* A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: Henriques, R (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.
- Peliano, A. M. (Coord.). *O mapa da fome: subsídios à formulação de uma política de segurança alimentar*. Brasília: Ipea, Documento de Política n. 14, 1993.
- Peliano, A. M.; Beghin, N. *Iniciativa privada e o espírito público: um retrato da ação social das empresas do Sudoeste brasileiro*. Brasília: Ipea, Março de 2000.
- _____. *Iniciativa privada e o espírito público: um retrato da ação social das empresas do Nordeste brasileiro*. Brasília: Ipea, Abril de 2000.
- _____. *Iniciativa privada e o espírito público: um retrato da ação social das empresas do Sul brasileiro*. Brasília: Ipea, Maio de 2000.
- Rocha, S. *Poverty studies in Brazil – a review*. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discursão n. 398, jan. 1996.
- _____. Do consumo observado à linha de pobreza. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, ago. 1997.
- _____. Estimção de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil. In: Henriques, R (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.
- Takagy, Maya; Graziano da Silva, J.; Del Grossi, M. *Pobreza e fome: em busca de uma metodologia para quantificação do problema no Brasil*. Campinas: IE/UNICAMP, Texto para Discursão n. 101, jul 2001.

ANEXO I**Relação dos Alimentos que Compõem a Cesta CEPAL**

Alimentos				
Açúcar	Cebola	Gordura de porco	Milho	Peixe
Arroz	Couve e repolho	Laranja e limão	Óleos e azeites	Queijo e similares
Banana	Embutidos e enlatados	Leite fresco	Outras carnes	Refrigerantes
Batata	Farinha de mandioca	Leite Industrializado	Outras frutas	Temperos
Café e similares	Farinha de trigo	Macarrão	Outras hortaliças	Tomate
Carne	Feijão	Mandioca	Ovos	
Carne de porco	Frango e galinha	Margarina	Pão e biscoitos	

ANEXO II**Comparação Entre Custo Cesta CEPAL e Linha de Indigência de Árias
(R\$ de setembro de 1996)**

Região Metropolitana	Cesta CEPAL	Árias	CEPAL x Árias	Ordem CEPAL	Ordem Árias
Porto Alegre	43,7	55,2	-20,90%	5	1
Recife	43,4	51,6	-15,90%	6	2
São Paulo	45,5	49,8	-8,70%	2	3
Rio de Janeiro	45,5	49,5	-8,20%	3	4
Salvador	47,1	48,6	-3,00%	1	5
Curitiba	41,2	45,6	-9,70%	7	6
Belém	45,1	44,1	2,40%	4	7
Brasília	39,6	42,9	-7,60%	8	8
Fortaleza	38,3	39,3	-2,50%	9	9
Belo Horizonte	34,9	38,7	-9,90%	10	10

Fonte: CEPAL (1989), INPC-A e Árias (1999).

ANEXO III

**Grupos, Subgrupos e Itens Alimentares do Consumo Físico da POF –
Fonte e Método de Cálculo do Conteúdo Calórico, Classificação na
Pesquisa e Presença na Cesta CEPAL**

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Cereais e leguminosas		Média segundo consumo	grupo	
Cereais		Média segundo consumo	subgrupo	
Arroz integral	357,0	ENDEF	item	*
Arroz polido	364,0	ENDEF	item	*
Milho seco	361,0	ENDEF	item	*
Outros cereais	360,7	Média arroz e milho	item	
Leguminosas		Média segundo consumo	subgrupo	
Feijão – fradinho	341,0	ENDEF	item	*
Feijão – jalo	337,0	feijão grão seco (ENDEF)	item	*
Feijão – manteiga	337,0	feijão grão seco (ENDEF)	item	*
Feijão – mulatinho	337,0	feijão grão seco (ENDEF)	item	*
Feijão – preto	337,0	feijão grão seco (ENDEF)	item	*
Feijão – rajado	337,0	feijão grão seco (ENDEF)	item	*
Feijão – roxo	337,0	feijão grão seco (ENDEF)	item	*
Outras leguminosas	337,6	Média feijões	item	
Hortaliças		Média segundo consumo	grupo	
Hortaliças folhosas e florais		Média segundo consumo	subgrupo	
Agrião	22,0	ENDEF	item	*
Alface	15,0	ENDEF	item	*
Cheiro-verde	36,0	ENDEF	item	*
Couve	40,0	ENDEF	item	*
Couve-flor	33,0	ENDEF	item	*
Repolho fresco	28,0	ENDEF	item	*
Outras hortaliças folhosas e florais	29,0	Média agrião, alface, cheiro-verde, couve, couve-flor e repolho	item	*

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Hortaliças frutosas		Média segundo consumo	subgrupo	
Abóbora comum	40,0	ENDEF	item	*
Abobrinha	24,0	ENDEF	item	*
Berinjela	27,0	ENDEF	item	*
Chuchu	31,0	ENDEF	item	*
Jiló	38,0	ENDEF	item	*
Pepino fresco	15,0	ENDEF	item	*
Pimentão	48,0	ENDEF	item	*
Quiabo	36,0	ENDEF	item	*
Tomate	21,0	ENDEF	item	*
Vagem	36,0	ENDEF	item	*
Outras hortaliças frutosas	31,6	Média abóbora comum, abobrinha, berinjela, chuchu, jiló, pepino fresco, pimentão, quiabo, tomate e vagem	item	*
Hortaliças tuberosas e outras		Média segundo consumo	subgrupo	
Alho	134,0	ENDEF	item	*
Batata-doce	116,0	ENDEF	item	*
Batata-inglesa	75,0	ENDEF	item	
Beterraba	42,0	ENDEF	item	*
Cebola fresca	39,0	ENDEF	item	*
Cenoura	42,0	ENDEF	item	*
Inhame	102,0	ENDEF	item	*
Mandioca	149,0	ENDEF	item	*
Outras hortaliças tuberosas e outras	99,9	Média alho, batata-doce, batata-inglesa, beterraba, cebola fresca, cenoura, inhame e mandioca	item	*
Frutas		Média segundo consumo	grupo	
Frutas de clima tropical		Média segundo consumo	subgrupo	
Abacate	162,0	ENDEF	item	*
Abacaxi	52,0	ENDEF	item	*
Banana – d'água	87,0	ENDEF	item	*

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Banana - maçã	100,0	ENDEF	item	*
Banana - prata	89,0	ENDEF	item	*
Laranja - baía	42,0	laranja - baía (ENDEF)	item	*
Laranja - lima	32,0	ENDEF	item	*
Laranja - pêra	42,0	laranja - baía (ENDEF)	item	*
Laranja - seleta	42,0	laranja - baía (ENDEF)	item	*
Limão comum	27,0	ENDEF	item	*
Mamão	32,0	ENDEF	item	*
Manga	59,0	ENDEF	item	*
Maracujá	90,0	ENDEF	item	*
Melancia	22,0	ENDEF	item	*
Melão	25,0	ENDEF	item	*
Tangerina	43,0	ENDEF	item	*
Outras frutas de clima tropical	59,1	Média abacate, abacaxi, banana - d'água, banana - maçã, banana prata, laranja baía, laranja - lima, laranja - pêra, laranja - seleta, limão comum, mamão, manga, maracujá, melancia, melão e tangerina	item	*
Frutas de clima temperado		Média segundo consumo	subgrupo	*
Caqui	78,0	ENDEF	item	
Maçã	58,0	ENDEF	item	
Pêra	56,0	ENDEF	item	
Uva	68,0	ENDEF	item	
Outras frutas de clima temperado	65,0	Média caqui, maçã, pêra e uva	item	
Cocos, castanhas e nozes		Média segundo consumo	grupo	
Cocos		Média segundo consumo	subgrupo	
Coco - açaí em pasta	313,0	ENDEF	item	
Coco-da-baía	296,0	ENDEF	item	
Outros cocos	304,5	Média coco-açaí em pasta e coco-da-baía	item	

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Castanhas e nozes(subgrupo)		Média segundo consumo	subgrupo	
Castanhas e nozes(subitem)		Média segundo consumo	item	
Farinhas, féculas e massas		Média segundo consumo	grupo	
Farinhas		Média segundo consumo	subgrupo	
Farinha de mandioca	354,0	ENDEF	item	*
Farinha de rosca	412,0	ENDEF	item	
Farinha de trigo	365,0	ENDEF	item	*
Farinha vitaminada	424,0	ENDEF	item	
Outras farinhas	388,8	Média farinha de mandioca, farinha de rosca, farinha de trigo e farinha vitaminada	item	
Féculas		Média segundo consumo	subgrupo	
Amido de milho	361,0	ENDEF	item	
Creme de milho	120,0	ENDEF	item	
Fécula de mandioca	109,0	ENDEF	item	
Flocos de cereal	385,0	ENDEF	item	
Flocos de milho	386,0	ENDEF	item	
Fubá de milho	354,0	ENDEF	item	
Outras féculas	285,8	Média amido de milho, creme de milho, féculas de mandioca, flocos de cereal, flocos de milho e fubá de milho	item	
Massas		Média segundo consumo	subgrupo	
Macarrão com ovo	388,0	ENDEF	item	*
Macarrão sem ovo	369,0	ENDEF	item	*
Massa para pastel	241,0	ENDEF	item	
Outras massas	332,7	Média macarrão com ovo, macarrão sem ovo e massa para pastel	item	
Panificados		Média segundo consumo	grupo	
Pães		Média segundo consumo	subgrupo	*
Pão de forma industrializado	298,0	ENDEF	item	
Pão doce	274,0	ENDEF	item	

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Pão francês	269,0	ENDEF	item	
Outros pães	280,3	Média pão de forma industrializado, pão doce e pão francês	item	
Bolos		Média segundo consumo	subgrupo	
Bolo de trigo	339,0	ENDEF	item	
Outros bolos	339,0	Média de bolo de trigo	item	
Biscoitos, roscas, etc.		Média segundo consumo	subgrupo	*
Biscoito doce	407,0	ENDEF	item	
Biscoito salgado	435,0	ENDEF	item	
Outros biscoitos, roscas, etc.	421,0	Média biscoito doce e biscoito salgado	item	
Carnes		Média segundo consumo	grupo	
Carnes bovinas de primeira		Média segundo consumo	subgrupo	*
Alcatra	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Carne moída de primeira	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Carne não especificada de primeira	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Chã-de-dentro	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Contrafilé	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Filé e filé mignon	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Lagarto comum	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Lagarto redondo	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Patinho	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Carnes bovinas de segunda	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	subgrupo	*
Acém	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Carne moída de segunda	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Carne não especificada de segunda	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Costela bovina	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Músculo	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Pá	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Peito	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Outras carnes bovinas de segunda	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Carnes bovinas outras		Média segundo consumo	subgrupo	*
Carne-seca	441,0	ENDEF	item	
Outras carnes bovinas	146,0	carne bovina magra (ENDEF)	item	
Carnes suínas com osso e sem osso		Média segundo consumo	subgrupo	*
Carré	317,0	ENDEF	item	
Costela suína	276,0	porco, carne gorda (ENDEF)	item	
Lombo	276,0	porco, carne gorda (ENDEF)	item	
Pernil	276,0	porco, carne gorda (ENDEF)	item	
Toucinho	276,0	porco, carne gorda (ENDEF)	item	
Outras carnes suínas com osso e sem osso	284,2	Média carré e porco, carne gorda	item	
Carnes suínas outras		Média segundo consumo	subgrupo	
Mortadela	277,0	ENDEF	item	*
Presunto	281,0	ENDEF	item	*
Salsicha	296,0	ENDEF	item	*
Outras carnes suínas	284,7	Média mortadela, presunto, salsicha	item	*
Carnes de outros animais	304,0	lingüiça (ENDEF)	subgrupo	
Lingüiça	304,0	lingüiça (ENDEF)	item	*
Outras carnes de outros animais	304,0	Média carne de outros animais e lingüiça	item	*
Vísceras		Média segundo consumo	grupo	*
Vísceras bovinas		Média segundo consumo	subgrupo	
Fígado	136,0	ENDEF	item	
Outras vísceras bovinas	240,0	ENDEF	item	
Vísceras suínas(subgrupo)		Média segundo consumo	subgrupo	
Vísceras suínas(subitem)		Média segundo consumo	item	
Outras vísceras(subgrupo)		Média segundo consumo	subgrupo	
Outras vísceras(subitem)		Média segundo consumo	item	
Pescados		Média segundo consumo	grupo	*

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Pescados de água salgada		Média segundo consumo	subgrupo	
Bacalhau	130,0	ENDEF	item	
Camarão fresco	362,0	ENDEF	item	
Corvina fresca	100,0	ENDEF	item	
Pescada fresca	97,0	pescada fresca (ENDEF)	item	
Pescada em filé fresco	97,0	pescada fresca (ENDEF)	item	
Pescadinha fresca	97,0	pescada fresca (ENDEF)	item	
Sardinha em conserva	173,0	ENDEF	item	
Sardinha fresca	124,0	ENDEF	item	
Outros pescados de água salgada	147,5	Média bacalhau, camarão fresco, corvina fresca, pescada fresca, pescada em filé fresco, pescadinha fresca, sardinha em conserva, sardinha fresca	item	
Pescados de água doce(sub-grupo)		Média segundo consumo	subgrupo	
Pescados de água doce(subitem)		Média segundo consumo	item	
Aves e ovos		Média segundo consumo	grupo	
Aves		Média segundo consumo	subgrupo	
Asa de galinha	124,0	ENDEF	item	*
Carne não especificada de galinha	246,0	carne de galinha gorda (ENDEF)	item	*
Coxa de galinha	246,0	carne de galinha gorda (ENDEF)	item	*
Frango abatido	246,0	carne de galinha gorda (ENDEF)	item	*
Frango vivo	246,0	carne de galinha gorda (ENDEF)	item	*
Peito de galinha	246,0	carne de galinha gorda (ENDEF)	item	*
Outras aves	225,7	Média de asa de galinha e carne de galinha gorda	item	
Ovos	163,0	Média ovos, ovo de galinha	subgrupo	
Ovo de galinha	163,0	ENDEF	item	*

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Outros ovos	163,0	ENDEF	item	
Laticínios		Média segundo consumo	grupo	
Leite e creme de leite		Média segundo consumo	subgrupo	
Creme de leite em conserva	321,0	leite condensado (ENDEF)	item	
Leite condensado	321,0	leite condensado (ENDEF)	item	
Leite de vaca fresco	63,0	ENDEF	item	*
Leite de vaca pasteurizado	61,0	ENDEF	item	*
Leite em pó integral	502,0	ENDEF	item	*
Outros leites e cremes de leite	253,6	Média creme de leite em conserva, leite condensado, leite de vaca fresco, leite de vaca pasteurizado, leite em pó integral	item	
Queijos e requeijão		Média segundo consumo	subgrupo	*
Queijo minas	299,0	ENDEF	item	
Queijo mussarela	393,0	ENDEF	item	
Queijo prato	392,0	ENDEF	item	
Requeijão	288,0	ENDEF	item	
Outros queijos	343,0	Média queijo minas, queijo mussarela, queijo prato, requeijão	item	
Outros laticínios(subgrupo)		Média segundo consumo	subgrupo	*
Iogurte	76,0	ENDEF	item	
Manteiga	743,0	ENDEF	item	
Outros laticínios(subitem)		Média segundo consumo	item	
Açúcares e produtos de confeitaria		Média segundo consumo	grupo	
Açúcares		Média segundo consumo	subgrupo	
Açúcar cristal	356,0	ENDEF	item	*
Açúcar refinado	385,0	ENDEF	item	*
Outros açúcares	370,5	Média açúcar cristal, açúcar refinado	item	
Doces e derivados		Média segundo consumo	subgrupo	
Bombom	406,0	doces diversos (ENDEF)	item	

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Chiclete	371,0	ENDEF	item	
Doce a base de leite	406,0	doces diversos (ENDEF)	item	
Doce de fruta em calda	406,0	doces diversos (ENDEF)	item	
Doce de fruta em pasta	406,0	doces diversos (ENDEF)	item	
Sorvete	175,0	ENDEF	item	
Outros doces e derivados	361,7	Média bombom, chiclete, doce a base de leite, doce de fruta em calda, doce de fruta em pasta, sorvete	item	
Outros açúcares e produtos de confeitaria(subgrupo)		Média segundo consumo	subgrupo	
Chocolate em pó	362,0	ENDEF	item	
Outros açúcares e produtos de confeitaria(subitem)		Média segundo consumo	item	
Sais e condimentos		Média segundo consumo	grupo	*
Sais	46,0	sal com alho (ENDEF)	subgrupo	
Sal grosso	46,0	sal com alho (ENDEF)	item	
Sal refinado	46,0	sal com alho (ENDEF)	item	
Outros sais	46,0	Média de sal com alho	item	
Condimentos		Média segundo consumo	subgrupo	
Caldo de carne em tablete	268,0	ENDEF	item	
Caldo de galinha em tablete	109,0	ENDEF	item	
Coco ralado	662,0	ENDEF	item	
Fermento	172,0	ENDEF	item	
Maionese	384,0	ENDEF	item	
Massa de tomate	39,0	ENDEF	item	
Molho de tomate	106,0	ENDEF	item	
Tempero misto	186,0	ENDEF	item	
Vinagre de álcool	12,0	vinagre (ENDEF)	item	
Vinagre de vinho	12,0	vinagre (ENDEF)	item	

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Outros condimentos	195,0	Média caldo de carne em tablete, caldo de galinha em tablete, coco ralado, fermento, maionese, massa de tomate, molho de tomate, tempero misto, vinagre de álcool, vinagre de vinho	item	
Óleos e gorduras		Média segundo consumo	grupo	
Óleos	884,0	óleo de pequi ou óleo vegetal (ENDEF)	subgrupo	*
Azeite de oliva	884,0	óleo de pequi ou óleo vegetal (ENDEF)	item	
Óleo de milho	884,0	óleo de pequi ou óleo vegetal (ENDEF)	item	
Óleo de soja	884,0	óleo de pequi ou óleo vegetal (ENDEF)	item	
Outros óleos	884,0	óleo de pequi ou óleo vegetal (ENDEF)	item	
Gorduras	720,0	margarina vegetal (ENDEF)	subgrupo	
Margarina vegetal	720,0	margarina vegetal (ENDEF)	item	*
Outras gorduras	902,0	ENDEF	item	*
Bebidas e infusões		Média segundo consumo	grupo	
Bebidas alcoólicas		Média segundo consumo	subgrupo	
Aguardente de cana	231,0	ENDEF	item	
Cerveja	42,0	ENDEF	item	
Vinho	85,0	ENDEF	item	
Outras bebidas alcoólicas	119,3	Média aguardente de cana, cerveja, vinho	item	
Bebidas não alcoólicas		Média segundo consumo	subgrupo	
Água mineral	-	-	item	
Refrigerante de coca	39,0	ENDEF	item	*
Refrigerante de guaraná	31,0	ENDEF	item	*
Refrigerante de laranja	54,0	ENDEF	item	*
Refrigerante de limão	39,0	ENDEF	item	*

Grupos, subgrupos e produtos	Calorias (100g)	Fonte do Conteúdo Calórico	Classificação POF	CEPAL
Outros refrigerantes	40,8	Média refrigerante de coca, refrigerante de guaraná, refrigerante de laranja e refrigerante de limão	item	*
Suco de fruta em pó	53,0	suco de frutas industrializado (ENDEF)	item	
Suco de fruta envasado	53,0	suco de frutas industrializado (ENDEF)	item	
Outras bebidas não alcoólicas	53,0	suco de frutas industrializado (ENDEF)	item	
Cafés		Média segundo consumo	subgrupo	*
Café moído	41,0	ENDEF	item	
Café solúvel	129,0	ENDEF	item	
Outros cafés	85,0	Média café moído e café solúvel	item	
Chás	2,0	chá preto (ENDEF)	subgrupo	*
Chá-mate	2,0	chá preto (ENDEF)	item	
Chá preto	2,0	chá preto (ENDEF)	item	
Outros chás	2,0	Média chá preto	item	
Outros produtos(grupo)		Média segundo consumo	grupo	
Outros produtos(subgrupo)		Média segundo consumo	subgrupo	
Frango assado ou defumado	246,0	ENDEF	item	
Massa preparada	451,0	ENDEF	item	
Mistura industrial para bolo	412,0	ENDEF	item	
Refeição pronta	250,0	ENDEF	item	
Salgadinho	302,0	ENDEF	item	
Outros produtos(subitem)		Média segundo consumo	item	

ANEXO IV**Quadro dos Tipos de Despesa Alimentar da POF e Inserção na Cesta CEPAL**

Tipo de despesa	Fora cesta CEPAL
Despesa em alimentação	
Alimentação no domicílio	
Cereais, leguminosas e oleaginosas	
Arroz	
Feijão	
Outros(Cereais, leguminosas e oleaginosas)	*
Farinhas, féculas e massas	
Macarrão	
Farinha de trigo	
Farinha de mandioca	
Outras(Farinhas, féculas e massas)	
Tubérculos e raízes	
Batata inglesa	
Cenoura	
Outros(Tubérculos e raízes)	*
Açúcares e derivados	
Açúcar refinado	
Açúcar cristal	
Outros(Açúcares e derivados)	*
Legumes e verduras	
Tomate	
Cebola	
Alface	
Outros(Legumes e verduras)	
Frutas	
Banana	
Laranja	
Maçã	
Outras frutas	

Tipo de despesa	Fora cesta CEPAL
<hr/>	
Carnes, vísceras e pescados	
Carne de boi de primeira	
Carne de boi de segunda	
Carne de suíno	
Carnes e peixes industrializados	
Pescados frescos	
Outros(Carnes, vísceras e pescados)	
Aves e ovos	
Frango	
Ovo de galinha	
Outros(Aves e ovos)	
Leites e derivados	
Leite pasteurizado	
Leite em pó integral	
Queijo tipo prato	
Outros(Leites e derivados)	
Panificados	
Pão francês	
Biscoito	
Outros panificados	
Óleos e gorduras	
Óleo de soja	
Azeite de oliva	
Outros(Óleos e gorduras)	
Bebidas e infusões	
Café moído	
Refrigerantes	
Cervejas	
Outras(Bebidas e infusões)	
Enlatados e conservas	
Peixe sardinha	
Azeitona	

Tipo de despesa	Fora cesta CEPAL
Carne de boi	*
Outros(Enlatados e conservas)	*
Sal e condimentos	
Massa de tomate	
Maionese	
Sal refinado	
Outros(Sal e condimentos)	
Alimentos preparados	*
Outros alimentos	*
Alimentação fora do domicílio	não avaliado
Almoço e jantar	não avaliado
Café, leite, café/leite e chocolate	não avaliado
Sanduíches e salgados	não avaliado
Refrigerantes, cervejas e outras	não avaliado
Agregadas e outras	não avaliado



Beleza e mercado de trabalho: novas evidências

Adolfo Sachsida[§]
Paulo R. A. Loureiro[⊠]
Mário Jorge Cardoso de Mendonça[†]

RESUMO

Este estudo seguiu a linha de pesquisa iniciada por Hamermesh e Biddle (1994), e tentou verificar a influência da aparência física sobre o salário dos indivíduos. A principal conclusão desse artigo é de que foram encontrados indícios de que a aparência física (medida tanto como um conjunto separado de variáveis como por um índice de beleza) afeta o salário dos indivíduos. Dessa maneira, indivíduos com más características físicas recebem uma punição salarial.

Palavras-chave: discriminação, beleza, salário.

ABSTRACT

This study followed the line of research initiated by Hamermesh and Biddle (1994) and has tried to verify the influence of physical appearance upon wages. The principal conclusion of this article is that indications were found proving that physical appearance (measured as a separate set of variables and an index of beauty) does indeed affect the wages of individuals. Thus, individuals with bad physical characteristics suffer wage penalties.

Key words: discrimination, beauty, wages.

JEL classification: J7, J82.

[§] Universidade Católica de Brasília – UCB.

[⊠] Universidade Católica de Brasília – UCB. Email: loureiro@ucb.br and pl100@uol.com.br Endereço para correspondência: Prof. Dr. Paulo R. A. Loureiro, Mestrado em Economia de Empresas, Universidade Católica de Brasília, SGAN 916 – Módulo B - Brasília – DF, CEP: 70.790-160 – Tel: (0XX61)340-5550 – ramal 137– Fax: (061)347-4797 – Brazil.

[†] Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA.

Recebido em julho de 2003. Aceito em janeiro de 2004.

I Introdução

Discriminação salarial é geralmente definida como o tratamento desigual de indivíduos igualmente produtivos com respeito à remuneração. Em seu trabalho pioneiro sobre economia da discriminação Becker (1957) formulou um modelo que mostra como as preferências dos agentes econômicos podem implicar discriminação no mercado de trabalho. A teoria de discriminação de Becker (1957) permite demonstrar que em um mercado competitivo cada agente tem preferências diferentes e pode agir de acordo com essas preferências. Assume-se que os indivíduos têm comportamento racional e maximizam as suas utilidades com base nessas preferências. Dessa maneira, o modelo de Becker gera o que é conhecido na literatura como discriminação por preferência (gosto).

Os modelos de discriminação estatística de Arrow (1972) e de Phelps (1972) explicam o diferencial de salários como uma reação racional à incerteza no mercado de trabalho. A discriminação surge quando características tais como raça ou sexo são utilizadas como critério de seleção. Os empregadores utilizarão essas características em suas decisões de contratação, de modo que os indivíduos são julgados de acordo com a média das características das classes às quais pertencem, bem como por suas próprias características.

Desde o artigo clássico de Hamermesh e Biddle (1994) as questões relacionadas à aparência pessoal passaram a constituir um importante foco de estudo entre os economistas. (Green e Riddell, 2003 e Hamermesh, Meng e Zhang, 2002). Tais trabalhos parecem sinalizar que o fenômeno da discriminação não está restrita somente à raça ou ao sexo do indivíduo, mas se expande inclusive para pessoas que possuem a mesma raça e o mesmo sexo, diferindo somente em sua aparência física.

O objetivo desse estudo é verificar se fatores ligados à aparência pessoal afetam a remuneração do trabalhador. Diferentemente de Hamermesh e Biddle (1994), em que a aparência pessoal está atrelada a um fator subjetivo, como o conceito de beleza, este trabalho procura seguir um enfoque mais objetivo, relacionando aparência física com características mensuráveis do indivíduo, tais como peso, altura, deficiência física etc. Desta maneira, este artigo se propõe a buscar evidências adicionais sobre a possibilidade da ocorrência de discriminação salarial, originada da aparência física do indivíduo.

Para tanto, faz-se uso de um conjunto inédito de dados, coletados na cidade de Brasília-DF (Brasil), que relacionam o salário de uma pessoa com um conjunto de variáveis possivelmente relacionadas à sua produtividade (como educação, experiência, idade etc.),

além de um conjunto inédito de variáveis associadas à sua aparência física, tais como peso e altura fora do padrão normal, presença de deficiência física etc..

Além desta introdução, o trabalho está estruturado da seguinte forma. A seção 2 tenta dar uma idéia acerca da questão da beleza no mercado de trabalho. A seção 3 descreve as características da base de dados empregada nesta pesquisa. A seção 4 apresenta a metodologia e os resultados do modelo econométrico que testa a influência da aparência pessoal sobre o salário. As principais conclusões deste estudo são apresentadas na seção 5.

II Antecedentes

Tal como colocado na introdução deste trabalho, um dos problemas relacionados ao artigo de Hamermesh e Biddle (1994) recai sobre o conceito de beleza. Os referidos autores utilizam uma amostra na qual o entrevistador é quem faz uma classificação de beleza do respondente do questionário. Dessa maneira, o índice de beleza de cada indivíduo depende do conceito de beleza que o entrevistador lhe atribui.

O problema deste procedimento é que o conceito de beleza carrega consigo uma boa dose de subjetividade. Isto é, pessoas tidas como bonitas por um entrevistador podem ser classificadas como de beleza mediana por outro. Embora existam na literatura estudos que apontem no sentido da estabilidade dos padrões de beleza (Hatfield e Sprecher, 1986), muitas questões ainda permanecem em aberto.

De modo a transpor tais dificuldades, a proposta deste trabalho recai na análise de um tema relacionado, que é a questão da aparência pessoal no mercado de trabalho. A aparência pessoal é definida aqui como um conjunto de atributos físicos da pessoa que não estão em conformidade com certos padrões sociais (por exemplo: obesidade, altura inadequada, deficiência física etc.). A vantagem desse procedimento é que, diferentemente do conceito da beleza utilizado por Hamermesh e Biddle (1994), a aparência pessoal é um conceito que pode facilmente ser medido empiricamente.

III Descrição da base de dados

A base de dados foi obtida por meio de entrevistas realizadas em outubro de 2001 com 1.664 indivíduos residentes em Brasília-DF (Brasil). Após a obtenção das respostas, alguns ajustes foram feitos na base de dados: 1) só foram utilizados os questionários nos quais todas as perguntas haviam sido respondidas; 2) para evitar *outliers* foram excluídas as observações nas quais: i) o salário mensal do indivíduo era menor do que R\$ 100,00 (aproximadamente US\$ 37,00) ou maior do que R\$ 10.000,00 (aproximadamente US 3.700,00)¹; ii) o peso da pessoa era menor do que 35Kg ou maior do que 200Kg; e iii) a altura da pessoa era inferior a 1.50m ou maior que 2.00m; e 3) como o interesse recai sobre o mercado de trabalho formal, só foram incluídas na amostra pessoas com carteira de trabalho assinada (isto exclui os trabalhadores por conta própria, os trabalhadores do setor informal e os funcionários públicos). Ao final desse procedimento, a amostra ficou reduzida a um total de 1.007 indivíduos.

A Tabela 1 apresenta a definição das variáveis adotadas neste estudo. As informações estão alocadas em quatro categorias distintas. A primeira procura captar os fatores que estão atrelados à produtividade, tais como a escolaridade, experiência e experiência ao quadrado. A segunda categoria diz respeito aos fatores que geralmente aparecem relacionados com a discriminação, como o sexo, a raça, o estado civil e se o indivíduo tem filhos. A seguir, aparecem as variáveis ligadas à aparência pessoal. Espera-se que todas elas estejam correlacionadas negativamente com o salário dos indivíduos. Por fim, o quarto conjunto de variáveis tenta captar a questão da aparência pessoal como sendo descrita não por fatores tomados individualmente, mas influenciada pela presença conjunta de tais fatores. Este procedimento está de acordo com o que preconizam Hamermesh e Biddle (1994), quando os autores assinalam que a beleza é algo que está associado ao aspecto geral do indivíduo e não há características isoladas.

1 Só permaneceram na amostra os indivíduos que trabalhavam. Tal procedimento é comum nos estudos que procuram verificar a ocorrência de discriminação salarial e está de acordo com o procedimento adotado por Hamermesh e Biddle (1994).

Tabela 1
Definição das Variáveis

Nome das Variáveis	Descrição
I. Produtividade	
Ln W	Log do salário mensal (jornada de trabalho = 40 horas semanais)
Exp*	Tempo, em anos, de experiência com carteira assinada*
Exp2	Tempo de experiência em carteira ao quadrado
Grau0	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo não terminou o 1º grau (menos de 8 anos de estudo) e 0 caso contrário
Grau1	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo terminou o 1º grau (8 anos de estudo) e 0 caso contrário
Grau2	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo terminou o 2º grau (11 anos de estudo) e 0 caso contrário
Grau3	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo terminou o 3º grau (16 anos de estudo) e 0 caso contrário
II. Discriminação/Controle	
Casado	Estado civil (casado ou com relação estável = 1, caso contrário = 0)
Branco	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo é de cor não branca; 0 caso contrário
Sexo	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino; 0 caso contrário
Filho	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui filhos e 0 caso contrário
norte, nordeste, sudeste, sul e centro-oeste	<i>Dummies</i> regionais que indicam a região de nascimento do indivíduo
III. Componentes da Aparência Pessoal	
Def	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui deficiência física e 0 caso contrário
Calvície	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo tem problema visível de calvície e 0 caso contrário
Visível	<i>Dummy</i> que assume valor 1 caso a falta de dente seja visível e 0 caso contrário
Dicção	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo tem problemas de dicção e 0 caso contrário
Fuma	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo fuma e 0 caso contrário

(continua)

(continuação)

Nome das Variáveis	Descrição
FaltaDente	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo tem algum dente faltando e 0 caso contrário.
Prótese	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui alguma prótese dentária e 0 caso contrário
Pesoerrado	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo esta fora do peso para sua altura e 0 caso contrário. Esta variável é calculada da seguinte maneira: 1) para homens assume-se que caso [(altura x 100) – peso] esteja dentro do intervalo 90 a 110 então o homem está dentro de seu peso; e 2) para mulheres assume-se que caso [(altura x 100) – peso – 10] esteja no intervalo 90 a 110, então a mulher está dentro do peso certo
Alterada	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo está fora da altura correta e 0 caso contrário. Esta variável é calculada da seguinte maneira: 1) para homens a altura correta é assumida como sendo dentro do intervalo 1.70 a 1.90 metros; e 2) para mulheres a altura correta é assumida como sendo entre 1.60 a 1.80 metros.
Pesoalterado	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo está fora do peso ou fora da altura ideal, e 0 caso contrário.
IV Aparência Pessoal** (conjunto)	
Feio1**	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui 4 ou mais maus atributos de beleza, e 0 caso contrário.
Feio2**	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui 3 ou mais maus atributos de beleza, e 0 caso contrário.
Feio3**	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui 2 ou mais maus atributos de beleza, e 0 caso contrário.
Feio4**	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui 1 ou mais maus atributos de beleza, e 0 caso contrário.

*: No Brasil, o tempo de trabalho com carteira assinada representa o tempo que o trabalhador passou trabalhando no setor formal da economia.

** Respostas afirmativas para as seguintes variáveis foram consideradas como maus atributos de beleza: fuma, def, raça, careca, faltadente, prótese, aparelho, dicção, pesoerrado e alterada.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas para homens, mulheres e geral. Como pode ser observado, os homens recebem, na média, maiores salários do que as mulheres. Mas também possuem maior tempo de experiência. Da amostra de homens, 39% são casados e 43% têm filhos, possuem uma altura média de 1.74m e pesam 73.46 quilos. Além disso, 24% (19%) dos homens estão fora do peso (altura) ideal. Já em relação às mulhe-

res, 25% são casadas e 36% têm filhos, medem 1.62m de altura e pesam 57.22 quilos. Destas, 20% (26%) estão fora do peso (altura) ideal.

Tabela 2
Estatística Descritiva das Variáveis da Amostra*

Variável	Homens	Mulheres	Geral
Salário mensal	1266,28 (1083,15)	795,69 (727,24)	1005,52 (932,77)
Exp	7,37 (7,34)	5,41 (5,77)	6,29 (6,58)
Casado	0,39 (,48)	0,25 (,43)	0,31 (,46)
Filho	0,43 (,49)	0,36 (,48)	0,39 (0,48)
Fuma	0,11 (0,32)	0,08 (0,28)	0,10 (0,30)
Def	0,01 (0,11)	,008 (,09)	0,01 (,10)
Peso	73,46 (11,38)	57,22 (8,35)	64,46 (12,71)
Altura	1,74 (,07)	1,62 (,06)	1,67 (,08)
Branco	0,53 (,49)	0,53 (,49)	0,53 (,49)
Calvície	0,10 (0,31)	0,005 (,07)	0,05 (,22)
Faltadente	0,31 (0,46)	0,29 (,45)	0,29 (,45)
Visível	0,05 (0,22)	0,05 (,22)	0,05 (,22)
Prótese	0,09 (0,29)	0,10 (,31)	0,10 (,30)
Aparelho	0,04 (0,19)	0,06 (,24)	0,05 (,22)
Grau0	0,08 (0,27)	0,06 (,23)	0,07 (,25)
Grau1	0,19 (0,39)	0,21 (,40)	0,20 (,40)
Grau2	0,65 (0,47)	0,68 (,46)	0,67 (,46)
Grau3	0,06 (0,25)	0,03 (,19)	0,05 (,22)
Dicção	0,13 (0,34)	0,12 (,32)	0,12 (,33)
Pesoerrado	0,24 (0,43)	0,20 (,40)	0,22 (,41)
Alterrada	0,19 (0,39)	0,26 (,44)	0,23 (,42)
Pesoalterrado	0,40 (0,49)	0,39 (,48)	0,39 (,48)
Feio1	0,11 (0,31)	0,09 (,29)	0,10 (,30)
Feio2	0,24 (0,43)	0,23 (,42)	0,24 (,42)
Feio3	0,56 (0,49)	0,51 (,50)	0,53 (,49)
Feio4	0,85 (0,35)	0,82 (,38)	0,83 (,37)
Número de obs.	449	558	1007

* Os valores entre parênteses representam os desvios padrões.

IV Metodologia e resultados econométricos

Com vistas a testar a hipótese da existência de efeito da aparência pessoal sobre a renda, tal como aparece em Hamermesh e Biddle (1994), testar-se-á a seguinte especificação para a equação de salário:

$$Lnw = \beta_0 + \beta X + bZ + \varepsilon \quad (1)$$

em que Lnw é o logaritmo natural do salário do indivíduo i , X é o conjunto de variáveis ligadas ao capital humano e que podem influenciar sua produtividade, Z é o conjunto de variáveis ligadas exclusivamente à aparência física da pessoa, sendo tais atributos, por hipótese, não relacionados à produtividade, e ε é o termo aleatório. A razão pela qual o salário é tomado no log se deve ao fato de a equação (1) resultar da solução de um problema de escolha ótima do agente quanto ao impacto do nível de escolaridade sobre sua renda futura descontada. Costuma-se denominar tal equação como equação minceriana do salário.² (Griliches, 1977). É desnecessário dizer que o modelo somente trabalha com pessoas inseridas no mercado de trabalho, o que não constitui um problema, visto que está se tratando de discriminação salarial e não de discriminação no emprego.³

De acordo com por Hamermesh e Biddle (1994), no que tange à aparência, deve-se incluir na equação (1) fatores que identificam correlação entre variáveis de aparência⁴ e de ocupação do indivíduo. A intuição aqui é de que em algumas profissões o aspecto pessoal importa mais que em outras, como no caso do ramo de moda, vendas etc. Assim de acordo com os autores supracitados seria necessário saber quando a aparência pessoal afeta a produtividade e quando ela é gerada por fator de discriminação dado *a priori*. Neste caso, o modelo a ser testado assume o seguinte formato:

$$Lnw = \beta_0 + \beta_1 X + bZ + cATV + \beta_2 ATV * Z + \varepsilon \quad (2)$$

onde ATV é uma variável *dummy* que assume valor 1 (um) se o indivíduo trabalha numa ocupação onde beleza parece ser importante e 0 (zero) caso contrário. No caso em que a

2 A equação minceriana é amplamente utilizada em estudos sobre discriminação salarial. (Oaxaca, 1973 e Oaxaca e Ranson, 1994).

3 A discriminação no emprego é definida como a probabilidade de conseguir emprego, sendo este aspecto um tanto difícil de ser mensurado, pois é necessário levar em consideração não apenas o processo de seleção por parte do empregador como também a decisão do trabalhador de se inserir no mercado de trabalho. Assim, a probabilidade de emprego é formada por um processo bivariado de decisão seqüencial. (Abowd e Farmer, 1982; Heywood e Mohanty, 1995; Mohanty, 2002).

4 Hamermesh e Biddle (1994) trabalham com o conceito de beleza, termo distinto, embora, por hipótese, correlacionado com o conceito de aparência pessoal utilizado neste estudo.

aparência tem efeito sobre a produtividade, tem-se que $\beta_2 > 0$ e $b = c = 0$, enquanto que quando ela deriva de fatores exógenos tem-se que $b > 0$ e $c = \beta = 0$. Com relação a essa questão, devem ser feitas três observações: primeiro, as informações quanto à ocupação do indivíduo infelizmente não estão disponíveis na base de dados utilizada nesta pesquisa; segundo, este fato não invalida o modelo da equação (1) na medida que se quer observar é se, de forma geral, tal como ocorre com outras variáveis, a aparência física exerce efeito sobre o salário; terceiro, quais são as ocupações onde beleza importa. Esta questão é extremamente difícil de ser respondida, uma vez que mesmo indivíduos que tenham a mesma ocupação, mas que trabalhem em empresas diferentes, receberão diferentes graus de exigência de beleza. Por exemplo, considere-se o caso de 2 vendedores de roupa: o primeiro trabalha com produtos populares, enquanto o segundo trabalha numa loja de grife. Talvez beleza não seja tão importante no primeiro caso (onde o preço da mercadoria deve ser o principal determinante), já no segundo caso, talvez um funcionário bonito seja importante para a loja. Assim sendo, apesar de ser interessante tentar controlar a equação (1) por meio da ocupação do indivíduo, tal solução pode, potencialmente, acrescentar mais problemas na equação. Em vista disso, os autores deste artigo reconhecem que a falta de controle para a variável ocupação é problemática, mas reconhecem também que controlar por ocupação pode piorar, ao invés de melhorar, as estimativas.

Neste trabalho a matriz X engloba as seguintes variáveis: *exp*, *exp2*, *estcivil*, *filho*, *grau1*, *grau2* e *grau3*. Já a matriz Z foi montada de duas maneiras distintas: a) com as variáveis: *fuma*, *def*, *raça*, *careca*, *faltadente*, *visível*, *prótese*, *aparelho*, *pesoerrado*, *alterrada* e *dicção*; e b) com os índices construídos de beleza: *feito1*, *feito2*, *feito3* e *feito4*. Além disso, para captar efeitos característicos da região de nascimento do indivíduo, as regressões foram estimadas tanto com *dummies* regionais como sem *dummies* regionais. Entretanto, a inclusão, ou não, de *dummies* regionais altera muito pouco os resultados. Dessa maneira, serão apresentados apenas os resultados que incluem *dummies* regionais.⁵ Ainda de conformidade com Hamermesh e Biddle (1994), a Tabela 3 mostra as regressões tanto para homens como para mulheres. Também são explicitados os resultados para pessoas casadas e solteiras.

De acordo com a Tabela 3, como seria de se esperar, tem-se que as variáveis referentes ao capital humano são importantes na determinação do salário tanto dos homens como das mulheres. Além disso, algumas variáveis referentes à aparência física devem, igualmente, ser levadas em consideração. Por exemplo, pessoas com altura errada (*alterrada*) recebem entre 11% e 24% a menos de salário do que indivíduos dentro da altura ideal.

5 Os resultados das estimativas sem *dummies* regionais podem ser obtidos diretamente com os autores.

Tabela 3
Impacto da Aparência Física nos Salários[#]

Variável	Homens	Mulheres	Homens Casados	Homens Solteiros	Mulheres Casadas	Mulheres Solteiras
Constante	5,56*	5,49*	5,70*	5,76*	6,1*	5,38*
Exp	0,07*	0,08*	0,04*	0,11*	0,06**	0,10*
Exp2	-0,001*	-0,001*	-0,0006	-0,002*	-0,001	-0,002*
Casado	0,24*	0,19*	-	-	-	-
Filho	0,14**	0,03	0,17***	0,12	0,10	0,003**
Grau1	0,34*	0,15	0,58*	0,09	-0,21	0,24***
Grau2	0,99*	0,76*	1,40*	0,61*	0,42	0,81*
Grau3	1,08*	1,06*	1,48*	0,52**	0,68***	1,11*
Fuma	0,05	0,01	-0,29***	0,18***	-0,02	0,05
Def	-0,22	-0,16	0,13	-0,80***	0,55	-0,37
Branco	-0,09***	-0,08***	-0,22**	-0,05	-0,19	-0,04
Careca	0,02	-0,05	-0,03	0,008	0,66	-0,42
Faltadente	-0,06	0,005	-0,002	-0,16	0,06	-0,008
Visível	0,002	-0,09	0,11	0,06	-0,22	-0,05
Protese	-0,12	-0,01	-0,09	-0,18	0,16	-0,12
Aparelho	-0,08	0,08	-0,02	-0,02	0,21	0,01
Pesoerrado	0,01	-0,04	0,12	-0,05	-0,20	-0,01
Dicção	-0,02	0,12	0,008	-0,02	-0,04	0,22**
Alterrada	-0,24*	-0,13**	-0,22***	-0,23**	-0,19	-0,11***
R ² adj.	0,5013	0,4144	0,5627	0,4393	0,3228	0,3974
N.	449	558	178	271	143	415

#: retirar as variáveis não estatisticamente significantes e reestimar o modelo não afeta qualitativamente o resultado.

*, **, ***: indica que a variável é significante ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Poderia argumentar-se que na Tabela 3 apenas a variável referente à altura é consistentemente significativa nos modelos. Dessa maneira, as outras variáveis referentes à aparência física deveriam ser descartadas. Entretanto, seguindo novamente Hamermesh e Biddle (1994) pode-se argumentar que talvez a beleza não seja expressa por característi-

cas individuais isoladas. Ao invés disso, talvez a boa aparência seja representada por um conjunto de atributos. Neste caso, algumas variáveis tomadas isoladamente poderiam não ter efeito na regressão. Contudo, quando agregado num índice de beleza, composto por um conjunto de atributos, poderia representar uma *proxy* melhor para boa aparência física. Nesse sentido, a Tabela 4 apresenta regressões que usam como *proxies* de beleza as variáveis construídas: feio1, feio2, feio3 e feio4.

Tabela 4
Beleza Medida Como um Conjunto de Variáveis e Seu Efeito nos Salários[#]

Variável	Homens	Mulheres	Homens Casados	Homens Solteiros	Mulheres Casadas	Mulheres Solteiras
Constante	5,54*	5,56*	5,78*	5,73*	6,16*	5,46*
Expt	0,08*	0,08*	0,04*	0,11*	0,05***	0,09*
Exp2	-0,001*	-0,001*	-0,0007***	-0,002**	-0,0006	-0,002*
Casadol	0,23*	0,19*	-	-	-	-
Filho	0,15*	0,04	0,16	0,12	0,09	0,02
Grau1	0,36*	0,13	0,53*	0,10	-0,04	0,18
Grau2	1,02*	0,77*	1,38*	0,63*	0,57***	0,81*
Grau3	1,10*	1,07	1,57*	0,55**	0,82**	1,07*
Feio1	-0,21***	0,05	-,09	-0,33***	0,15	0,03
Feio2	-0,08	-0,02	-0,03	-0,07	-0,05	-0,03
Feio3	0,02	0,004	0,06	-0,03	-0,06	0,02
Feio4	-0,11	-0,18**	-0,27***	-0,02	-0,31***	-0,13***
Dummies Regionais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R ² adj.	0,5005	0,4157	0,5545	0,4299	0,3267	0,3914
N.	449	558	178	271	143	415

[#]: retirar as variáveis não estatisticamente significantes e reestimar o modelo não afeta qualitativamente o resultado.

*, **, ***: indica que a variável é significativa ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Observa-se na Tabela 4 que as variáveis utilizadas como *proxies* para capital humano continuam apresentando os sinais esperados. Dessa maneira, esses resultados se mostraram robustos a mudança de variáveis. Além disso, novamente foi verificado que a boa

aparência é uma variável importante na determinação dos salários. Para os homens, a presença de 4 ou mais maus atributos (feio1) implica uma punição salarial de 21%. Entretanto, parece que tal punição recai de maneira mais severa nos homens solteiros do que nos casados. Em relação às mulheres, basta a presença de um único mau atributo para que esta receba uma punição salarial de 18%. Contudo, ao contrário dos homens, esta punição parece ser mais severa para as mulheres casadas do que para as solteiras.

Um resultado intrigante que aparece na Tabela 4 é o referente à aparência física. Para homens, apenas a variável Feio1 é estatisticamente significativa. Já para mulheres, a única variável relevante parece ser Feio4. Isto é, um homem pode possuir até três maus atributos de aparência física e ainda assim não sofrer nenhuma punição salarial (afinal, apenas a variável Feio1 é estatisticamente significante). Já para as mulheres, basta a presença de um único mau atributo para que esta receba uma punição salarial (afinal, a variável Feio4 é significativa para mulheres). Isto pode estar sinalizando para graus de tolerância diferentes em relação à beleza masculina e feminina. Ou seja, parece haver um critério mais severo em relação à aparência da mulher do que à do homem.

V Conclusões

Este estudo partiu da linha de pesquisa iniciada por Hamermesh e Biddle (1994) e tentou verificar a influência da aparência física sobre o salário dos indivíduos. Para tanto, fez-se uso de um conjunto inédito de dados coletados especialmente para esse trabalho, em outubro de 2001, na cidade de Brasília-DF (Brasil).

A principal conclusão do artigo é que foram encontrados indícios de que a aparência física (medida tanto como um conjunto separado de variáveis como por um índice de beleza) afeta o salário dos indivíduos. Dessa maneira, indivíduos com más características físicas recebem uma punição salarial.

Um achado curioso do estudo é que as evidências encontradas sugerem que o grau de aparência física da mulher deve ser superior ao do homem, para evitar que esta receba algum tipo de punição salarial. Isto é, parece haver uma maior tolerância com a má aparência física do homem do que com a má aparência da mulher.

O caminho de expansão natural deste artigo seria tentar relacionar os resultados encontrados com a ocorrência de discriminação salarial no mercado de trabalho. Todavia, dois são os desafios neste sentido: a) para fazer tal relação seria necessário um banco de

dados que além da aparência física do indivíduo informasse sobre a ocupação e sobre as características da empresa onde o indivíduo trabalha; e b) definir em quais ocupações e em quais empresas beleza afeta a produtividade. Outra questão interessante seria verificar a ocorrência de discriminação de emprego. Isto é, será que indivíduos com má aparência física são discriminados no momento da contratação? Apesar da relevância desta questão, o banco de dados aqui utilizado não fornece informações suficientes para lidar com o tema em tela. Não obstante, pessoas interessadas neste assunto poderiam iniciar o seu estudo pelo artigo de Mohanty (2002), e tentar gerar um banco de dados que permita a inclusão da variável beleza na estimativa proposta por esse autor.

Bibliografia

- Abowd, J. M.; Farmer, H. S. Job queues and union status of worker. *Industrial and Labor Relations Reviews*, 35, p. 354-67, 1982.
- Arrow, Kenneth J. The models of job discrimination. In: Pascal, Anthony H. (ed.), *Racial discrimination in economics life*. Lexington Books, 1972, p. 83-102.
- Becker, Gary. *The economics of discrimination*. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- Green, David. A.; Riddell, Craig W. Literacy and earnings: an investigation of the interaction of cognitive and unobserved skills in earnings generation. *Labour Economics*, v. 10, Issue 2, p. 165-184, April 2003.
- Griliches, Zvi. Stimating the returns to schooling: some econometric problems. *Econometrica*. Econometric Society, v. 45, n. 1, p. 1-22, Jan 1977.
- Hamermesh, D. S.; Biddle, J. F. Beauty and labor market. *American Economic Review*, v. 84, n. 5, p. 1175-1194, 1994.
- Hamermesh, D. S.; Meng, Xing; Zhang, Junsen. Dress for success - does priming pay? *Labour Economics*, v. 9, Issue 3, p. 361-373, July 2002.
- Hatfield, E.; Sprecher, S. *Mirror, mirror... The importance of looks in everyday life*. Albany, NY: State University of New York Press, 1986.
- Heywood, J. S.; Mohanty, M. S. Estimation of the US federal job queue in the presence of an endogenous union queue. *Economica*, 62, p. 479-93, 1995.

- Meng, C.; Schmidt, P. On the cost of partial observability in the bivariate probit model. *International Economic Review*, 26, p. 71-86, 1985.
- Mohanty, M. S. A bivariate probit approach to the determination of employment: a study of teen employment differentials in Los Angeles county. *Applied Economics*, 34, p. 143-156, 2002.
- Oaxaca, R. Male-female wage diferentials in urban labor market. *International Economic Review*, 14, p. 693-704, 1973.
- Oaxaca, R.; Ranson, M. R. On discrimination and decomposition of wage diferentials. *Journal of Econometrics*, 61, p. 5-21, 1994.
- Phelps, Edmund S. The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review*, 62, p. 659-661, 1972.

Retornos e riscos na comercialização de milho no Estado do Paraná: uma aplicação do modelo value-at-risk*

Edison Luiz Leismann[§]
Danilo R. D. Aguiar[¶]
João Eustáquio de Lima[†]

RESUMO

O objetivo deste texto é avaliar o perfil de risco e retornos das principais estratégias de comercialização do milho adotadas pelos produtores, cooperativas e cerealistas do Estado do Paraná, com dados do período 1994/2001. Na parte referente aos produtores, analisou-se a estocagem, e na parte referente às cooperativas e cerealistas, analisaram-se a estocagem (EST), a venda a descoberto (VD) e a compra e venda simultâneas (CVS). As análises de risco foram realizadas por meio do modelo VaR (*Value-at-Risk*) pelos métodos Delta Normal, Simulação Histórica e Simulação de Monte Carlo. Os retornos foram ponderados pelo risco por meio de uma modificação do Índice de Sharpe (IS_2), gerando um índice de retornos probabilístico. No período analisado, a estocagem mostrou-se inviável, tanto para os produtores quanto para as cerealistas. A estratégia VD apresentou-se favorável quando analisada somente a partir dos retornos. Considerando-se como viável somente os IS_2 superiores a um, mostra-se superior à estratégia CVS.

Palavras-chaves: risco, retorno, comercialização, *value-at-risk*.

ABSTRACT

This paper aimed to evaluate risk and returns of marketing strategies adopted by farmers, cooperatives and grain elevators in the State of Paraná, Brazil, using data for the period 1994-2001. For farmers, the only strategy analyzed was storage, while for coops and grain elevators three strategies were considered: storage (EST), short selling (VD) and buying and selling simultaneously (CVS). The risk analyses were carried out by means of Value-at-Risk (VaR) models using three approaches: Normal Delta, Historical Simulation and Monte Carlo Simulation. The returns were weighted with a modified version of the Sharpe Index (IS_2), generating an index of probabilistic returns. In the period analyzed, storage was not viable for farmers as well as for grain elevators. The VD strategy was profitable without taking risk into consideration. CVS is the best strategy when only strategies with IS_2 larger than one are considered profitable.

Key words: risk, return, marketing, value-at-risk.

JEL classification: Q13.

* Artigo baseado em parte da tese de doutoramento do primeiro autor no Programa de Doutorado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV).

§ Prof. Adjunto da UNIOESTE/M.C.Rondon/PR. Endereço: Rua Pastor Meyer, 550 – CEP:85.960-000 – Marechal Cândido Rondon – PR – E-Mail: nosidell@unioeste.br.

¶ Prof. Adjunto do Departamento de Economia Rural da UFV. Endereço: Universidade Federal de Viçosa – Departamento de Economia Rural – 36.571-000, Viçosa – MG. E-Mail: daniilo@ufv.br

† Prof. Titular do Departamento de Economia Rural da UFV. Endereço: Universidade Federal de Viçosa – Departamento de Economia Rural – 36.571-000, Viçosa – MG. E-mail: jelima@ufv.br

- Meng, C.; Schmidt, P. On the cost of partial observability in the bivariate probit model. *International Economic Review*, 26, p. 71-86, 1985.
- Mohanty, M. S. A bivariate probit approach to the determination of employment: a study of teen employment differentials in Los Angeles county. *Applied Economics*, 34, p. 143-156, 2002.
- Oaxaca, R. Male-female wage differentials in urban labor market. *International Economic Review*, 14, p. 693-704, 1973.
- Oaxaca, R.; Ranson, M. R. On discrimination and decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61, p. 5-21, 1994.
- Phelps, Edmund S. The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review*, 62, p. 659-661, 1972.

Retornos e riscos na comercialização de milho no Estado do Paraná: uma aplicação do modelo value-at-risk*

Edison Luiz Leismann[§]
Danilo R. D. Aguiar[¶]
João Eustáquio de Lima[†]

RESUMO

O objetivo deste texto é avaliar o perfil de risco e retornos das principais estratégias de comercialização do milho adotadas pelos produtores, cooperativas e cerealistas do Estado do Paraná, com dados do período 1994/2001. Na parte referente aos produtores, analisou-se a estocagem, e na parte referente às cooperativas e cerealistas, analisaram-se a estocagem (EST), a venda a descoberto (VD) e a compra e venda simultâneas (CVS). As análises de risco foram realizadas por meio do modelo VaR (*Value-at-Risk*) pelos métodos Delta Normal, Simulação Histórica e Simulação de Monte Carlo. Os retornos foram ponderados pelo risco por meio de uma modificação do Índice de Sharpe (IS_2), gerando um índice de retornos probabilístico. No período analisado, a estocagem mostrou-se inviável, tanto para os produtores quanto para as cerealistas. A estratégia VD apresentou-se favorável quando analisada somente a partir dos retornos. Considerando-se como viável somente os IS_2 superiores a um, mostra-se superior à estratégia CVS.

Palavras-chaves: risco, retorno, comercialização, *value-at-risk*.

ABSTRACT

This paper aimed to evaluate risk and returns of marketing strategies adopted by farmers, cooperatives and grain elevators in the State of Paraná, Brazil, using data for the period 1994-2001. For farmers, the only strategy analyzed was storage, while for coops and grain elevators three strategies were considered: storage (EST), short selling (VD) and buying and selling simultaneously (CVS). The risk analyses were carried out by means of Value-at-Risk (VaR) models using three approaches: Normal Delta, Historical Simulation and Monte Carlo Simulation. The returns were weighted with a modified version of the Sharpe Index (IS_2), generating an index of probabilistic returns. In the period analyzed, storage was not viable for farmers as well as for grain elevators. The VD strategy was profitable without taking risk into consideration. CVS is the best strategy when only strategies with IS_2 larger than one are considered profitable.

Key words: risk, return, marketing, value-at-risk.

JEL classification: Q13.

* Artigo baseado em parte da tese de doutoramento do primeiro autor no Programa de Doutorado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV).

§ Prof. Adjunto da UNIOESTE/M.C.Rondon/PR. Endereço: Rua Pastor Meyer, 550 – CEP:85.960-000 – Marechal Cândido Rondon – PR – E-Mail: nosidell@unioeste.br.

¶ Prof. Adjunto do Departamento de Economia Rural da UFV. Endereço: Universidade Federal de Viçosa – Departamento de Economia Rural – 36.571-000, Viçosa – MG. E-Mail: danilo@ufv.br

† Prof. Titular do Departamento de Economia Rural da UFV. Endereço: Universidade Federal de Viçosa – Departamento de Economia Rural – 36.571-000, Viçosa – MG. E-mail: jelima@ufv.br

1 Introdução

Com o aprofundamento do processo de abertura econômica, desde a década de 1990, os diversos setores produtivos da economia brasileira precisaram ser mais eficientes. No caso da agricultura, a necessidade de maior competitividade forçou o surgimento de inovações nas várias fases do processo produtivo.

Embora o aumento da produtividade seja o aspecto que normalmente recebe maior destaque, uma fase muito importante neste processo é a comercialização, em que o produto é beneficiado, transportado, armazenado e distribuído aos compradores. De maneira particular, para as cooperativas agrícolas e cerealistas, que na época da safra recebem os produtos dos agricultores e precisam estabelecer estratégias de comercialização consistentes, essas questões são objeto de grande preocupação. Para esses agentes, assim como para os demais agentes que atuam na comercialização agrícola, é importante conhecer em profundidade as características das várias estratégias que lhes estão disponíveis, bem como dominar instrumentos analíticos que lhes auxiliem nas decisões de venda dos produtos.

Em suma, um gerenciamento da comercialização dos produtos que proporcione maiores retornos, levando-se também em consideração os riscos assumidos por parte dos produtores, cooperativas ou cerealistas, pode melhorar o desempenho dos mercados agroindustriais.

Por parte das cooperativas agrícolas e cerealistas, entre outras alternativas, as principais estratégias que vêm sendo adotadas são: compra e venda simultâneas; venda a descoberto; e estocagem. Estas três situações são típicas da comercialização de milho no Estado do Paraná. Quanto aos produtores, uma importante estratégia é a estocagem no período pós-colheita, que deve ser comparada com a venda na colheita. Fato da maior importância, ao se escolher uma dessas estratégias, é que todas elas envolvem riscos, nos mais variados graus.

Analisando a viabilidade do uso de novos instrumentos para a administração de risco, Bignotto (2001) ressalta que os maiores entraves, para as empresas do agronegócio, são: a falta de informação de riscos, o fato de as medidas de risco de mercado existentes terem sido desenvolvidas inicialmente para o setor financeiro e os altos custos de implementação. Também Baker e Gloy (2000) ressaltam a necessidade do dimensionamento correto dos riscos e avaliam diversos critérios que produzem escalas de administração de risco. Esses autores utilizam o método VaR (*Value at Risk*) e o Índice de Sharpe, ressal-

tando que os dois critérios são extensamente usados pela comunidade financeira para avaliar tanto o risco quanto os lucros associados aos investimentos.

O objetivo deste trabalho é avaliar o perfil de risco e retornos das principais estratégias de comercialização utilizadas no Estado do Paraná de forma a aumentar o conhecimento sobre o mercado e subsidiar a tomada de decisão a respeito da comercialização de milho. Especificamente pretende-se:

- a. Identificar e analisar os retornos obtidos na comercialização do milho pelos agentes de comercialização;
- b. Identificar e analisar os retornos obtidos em diferentes períodos de comercialização do milho, a partir das safras, por parte dos agricultores;
- c. Estimar o VaR na comercialização do milho;
- d. Calcular um índice de retorno relativo ao risco das posições assumidas na fase de comercialização de milho.

2 Referencial teórico

Embora existam modelos econômicos que buscam explicar a armazenagem de produtos agrícolas, incluindo alguns bastante recentes e complexos,¹ este trabalho adota como referencial o modelo desenvolvido por Working (1949) e formalizado por Brennan (1958). Esta opção se deve ao fato de que este modelo, além de ser bastante simples, responde adequadamente às principais questões aqui propostas. Conforme apresentado por Blank, Carter e Schmiesing (1991) e Aguiar (2001), o modelo de Brennan divide o custo líquido de estocagem em três elementos: custo físico; produtividade de conveniência; e fator de aversão ao risco. O custo físico envolve todas as despesas de manipulação e estocagem dos produtos, além da remuneração sobre o capital empatado. Mais explicitamente, este custo inclui o aluguel do armazém, o custo de colocar e retirar o produto do armazém, os juros sobre o capital investido e os seguros pagos. A produtividade de conveniência é decorrência do fato de que parte do armazenamento é feita por empresas que

¹ Ver Barros (1987, p. 168-186) para um modelo de expectativas racionais. Para uma versão dinâmica do mesmo modelo, ver Guimarães (2001).

também estão envolvidas na produção, processamento ou comércio da mercadoria estocada. Dessa forma, essas empresas teriam um custo implícito muito alto se o volume estocado fosse muito reduzido. Em consequência disso, a conveniência representa um benefício: quanto maior o volume estocado, maior é o benefício decorrente da conveniência; por isso, ela é subtraída no cálculo do custo líquido de estocagem. O terceiro elemento do custo de estocagem é o fator de aversão ao risco, decorrente de o capital envolvido na estocagem estar sob risco de perdas.

O custo líquido de estocagem é dado por:

$$m_t(E_t) = k_t(E_t) + r_t(E_t) - c_t(E_t) \quad (1)$$

em que $m_t(E_t)$ = custo líquido de estocagem; $k_t(E_t)$ = custo físico de estocagem; $r_t(E_t)$ = fator de aversão ao risco; $c_t(E_t)$ = produtividade de conveniência; E_t = estoque formado em t .

Diferenciando o custo líquido de estocagem com respeito ao volume de estoque (E_t), chega-se ao custo marginal de estocagem, que seria a própria oferta de armazenagem:

$$m_t'(E_t) = k_t'(E_t) + r_t'(E_t) - c_t'(E_t) \quad (2)$$

em que $m_t'(E_t)$ = custo marginal de estocagem; $k_t'(E_t)$ = custo marginal físico de estocagem; $r_t'(E_t)$ = fator de aversão ao risco marginal; $c_t'(E_t)$ = produtividade de conveniência marginal.

A demanda de estocagem, por outro lado, decorre da necessidade de compatibilizar um consumo contínuo com uma oferta sazonal. Para derivar a curva de demanda de armazenagem, admita, inicialmente, que o preço é uma função negativa do consumo:

$$P_t = g_t(C_t), \text{ com } g_t' < 0 \quad (3)$$

em que P_t = preço da mercadoria no período t ; C_t = consumo da mercadoria no período t .

O consumo é dado pela produção num dado ano, somada ao estoque formado no ano anterior, menos o estoque que ficará para o ano seguinte:

$$C_t = Y_t + E_{t-1} - E_t \quad (4)$$

em que Y_t = produção em t ; E_{t-1} = estoque formado no final de $t-1$; E_t = estoque formado no final de t .

Conseqüentemente, o consumo em $t+1$ seria:

$$C_{t+1} = Y_{t+1} + E_t - E_{t+1} \quad (5)$$

Combinando a equação 3 com as equações 4 e 5, os preços corrente e do ano seguinte seriam:

$$P_t = g_t(C_t) = g_t(Y_t + E_{t-1} - E_t), \quad e \quad (6)$$

$$P_{t+1} = g_{t+1}(C_{t+1}) = g_{t+1}(Y_{t+1} + E_t - E_{t+1}) \quad (7)$$

O diferencial de preços entre os dois períodos seria:

$$B = P_{t+1} - P_t = g_{t+1}(C_{t+1}) - g_t(C_t) \quad (8)$$

Diferenciando (8) com respeito ao estoque (E_t):

$$\frac{\partial(B)}{\partial E_t} = \frac{\partial g_{t+1}}{\partial C_{t+1}} \cdot \frac{\partial C_{t+1}}{\partial E_t} - \frac{\partial g_t}{\partial C_t} \cdot \frac{\partial C_t}{\partial E_t} \quad (9)$$

Na equação 9, a derivada de C_{t+1} com respeito a E_t é positiva, enquanto que a derivada de C_t em relação a E_t é negativa (ver equações 4 e 5). As derivadas de g_{t+1} e g_t com respeito a C_{t+1} e C_t , respectivamente, são ambas negativas (ver equação 3).

Portanto, a função de demanda de estocagem é uma relação inversa entre o diferencial de preços (entre os dois períodos) e o volume de estocagem. Combinando a oferta e a demanda de estocagem, determina-se, simultaneamente, o diferencial entre o preço futuro e o preço corrente e o volume de estoque de equilíbrio. Alterações no diferencial de preços podem decorrer tanto de mudanças na oferta quanto na demanda de armazenamento. A oferta de estocagem pode mudar quando alguns de seus fatores determinantes mudam, afetando o custo marginal de estocagem. Dois dos principais deslocadores da oferta de estocagem são o preço da mercadoria e a taxa de juros. Aumentando a taxa de juros, aumenta o custo físico de armazenagem, o que corresponde a um deslocamento para cima da função de oferta. Este deslocamento também ocorre no caso do aumento do nível de preços, o que aumentaria o valor do estoque e, portanto, o risco associado à armazena-

gem. Dado um deslocamento para cima da função de oferta, maior deve ser o diferencial de preços para que ocorra o mesmo nível de estoque. Analogamente, reduções da taxa de juros ou do preço da mercadoria deslocam a curva de oferta para a direita.

A demanda de estocagem também pode mudar, alterando o diferencial entre o preço futuro e o preço corrente. Possíveis causas de mudança na demanda de estocagem são mudanças antecipadas na demanda do produto.

Brennan (1958) apresenta os principais fatores que podem alterar a demanda por estoques. A demanda de estocagem seria deslocada para a direita, com provável aumento do diferencial entre o preço futuro e o preço corrente, caso ocorresse: a) aumento na produção no período t ; b) redução na produção esperada para $t + 1$; c) aumento no estoque de passagem esperado para $t + 1$. Alternativamente, haveria deslocamento para a esquerda da curva de demanda de estocagem, com conseqüente diminuição do diferencial entre o preço futuro e o preço corrente, caso houvesse: a) redução na produção no período t ; b) aumento na produção esperada para $t + 1$; c) redução no estoque de passagem esperado para $t + 1$.

3 Modelo analítico

3.1 Margens de contribuição das estratégias

A análise das estratégias adotadas pelos produtores e agentes de comercialização baseia-se na Margem de Contribuição (MC) e no Retorno Líquido (RL).

De acordo com Sanvicente (1991), a Margem de Contribuição é a diferença entre o preço de venda de um produto e o seu custo diretamente decorrente da “fabricação” e venda. No contexto deste estudo, a margem de contribuição é a diferença entre o preço de venda, líquido dos descontos de armazenagem e impostos, e o custo de aquisição, somados aos encargos diretamente aplicáveis.

A MC para a compra e venda simultânea é calculada como:

$$MCCVS = \frac{PV_o(1 - ISV) - PC_o}{PV_o(1 - ISV)} \quad (10)$$

em que $MCCVS$ = margem de contribuição sobre as receitas de vendas do milho, obtida nas compras e vendas simultâneas; PV_0 = preço de venda do milho, no momento 0; PC_0 = preço de compra do milho, no momento 0; ISV = Impostos sobre vendas.

Para a Venda a Descoberto, a MC é calculada como:

$$MCVD = \frac{PV_0(1 - ISV) + AF[PV_0(1 - ISV)] - PC_n(1 - QbTD_{on})}{PV_0(1 - ISV) + AF[PV_0(1 - ISV)]} \quad (11)$$

em que: $MCVD$ = margem de contribuição sobre as receitas totais de vendas do milho, obtida por meio da venda a descoberto; PC_n = preço de compra do milho n dias após a venda; $AF = [(1 + i)^n - 1]$ = Atualização Financeira (Receita financeira decimal obtida no período n , onde n se refere ao número de dias entre a venda e a compra). A taxa i representa a taxa de rendimento diário da caderneta de poupança²; $QbTD_{on}$ = Quebra técnica decimal descontada.

A MC para a estocagem é calculada como:

$$MCEST = \frac{PV_n(1 - ISV)(1 - QbTE_{on}) - PC_0(1 + AF + CA_{on})}{PV_n(1 - ISV)(1 - QbTE_{on})} \quad (12)$$

Neste caso, $MCEST$ = margem de contribuição decimal sobre as receitas totais de vendas do milho, obtida via estocagem; PV_n = preço de venda n dias após a compra; $AF = [(1 + i)^n - 1]$ = Atualização Financeira (Custo financeiro decimal no período n , que se refere ao número de dias entre a compra e a venda). Este valor representa um custo de oportunidade dos recursos aplicados na estocagem; $QbTE_{on}$ = Quebra técnica decimal efetivamente ocorrida no período de armazenagem; CA = Custo de armazenamento decimal no período de estocagem. Este custo se refere à energia elétrica para aeração dos armazéns e aos custos de expurgo com ou sem movimentação, dentre outros.³

No caso dos agricultores, utilizou-se a equação 13.

$$DIFEST = \frac{PC_n(1 - QbTD_{on}) - PC_0(1 + AF)}{PC_0(1 + AF)} \quad (13)$$

Em que $DIFEST$ representa a diferença relativa ao preço de compra atualizado financeiramente, obtida no período de estocagem.

2 Alternativamente, pode ser utilizado o custo diário decimal dos recursos financeiros, quando a empresa é tomadora de recursos, ou a remuneração das aplicações financeiras, quando a empresa é aplicadora de recursos.

3 Alternativamente, pode-se usar os valores das taxas de armazenagens pagas pela CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento).

3.2 O modelo VaR (*Value at Risk*)

O VaR é uma medida de risco definida em termos monetários, para determinado período de tempo e nível de confiança. Representa uma perda máxima esperada ao se assumir determinada posição financeira. Assim, neste trabalho, o VaR representa a perda máxima esperada da estratégia para cada mil sacas de milho, a um nível de significância de $\alpha\%$ ou, alternativamente, ao nível de confiança de $1 - \alpha\%$, dentro de um horizonte de tempo especificado.

De acordo com Lima (1999), os riscos de mercado são bastante estudados pela literatura financeira e a metodologia VaR é a mais utilizada. Conforme apresentado por Morgan/Reuters (1996), o VaR é uma medida de risco de fácil entendimento pelas unidades de tomada de decisão internas das empresas. Sinteticamente, o VaR mostra o valor em risco, medido em unidades monetárias, durante um período de tempo especificado e com um determinado nível de confiança.

Linsmeier e Pearson (1996), Manfredo e Leuthold (1998) e Ju e Pearson (1998) afirmam que o VaR tornou-se, recentemente, uma medida padrão para avaliar risco de mercado financeiro e de produto, de instrumentos derivativos e outros instrumentos financeiros. Também foram realizadas, nos Estados Unidos, algumas tentativas de utilização deste método na agropecuária, como mostrado em Manfredo e Leuthold (1998, 1999a, 1999b, 2001).

Conforme mostra Jorian (1998), a mensuração dos riscos por meio do VaR pode ser feita mediante três métodos: Delta Normal, Simulação Histórica e Simulação de Monte Carlo.

O **VaR Delta Normal** considera que os retornos obtidos têm distribuição normal. De acordo com apresentação de Morgan/Reuters (1996), pode ser calculado como:

$$VaR = V_o (1 - e^{-c\sigma + \mu}) \quad (14)$$

em que VaR = valor em risco, em unidades monetárias; V_o = posição avaliada a preços de mercado de 1000 sacas de milho; e = exponencial; c = constante relativa ao número de desvios padrões para o intervalo de confiança desejado (conforme apresentado por Silva Neto, 1998, são: 99%=2,327; 97,5%=1,96; 95%=1,645 e 90%=1,28); σ = desvio padrão dos retornos da estratégia em análise; μ = média dos retornos da estratégia em análise.

Linsmeier e Pearson (1996) afirmam que o **VaR**, via Método de **Simulação Histórica**, requer poucas suposições sobre as distribuições estatísticas dos fatores de mercado subjacentes. Em essência, elaborase a distribuição potencial de lucros e perdas da posição em determinado ativo, usando mudanças históricas em taxas e preços de mercado. Aplicam-se os resultados percentuais de retornos obtidos no período histórico escolhido sobre a posição atual, ordena-se da maior perda para o maior ganho e obtém-se o VaR a partir do quantil correspondente ao nível de confiança escolhido.

Para o cálculo do VaR, via Método **Simulação de Monte Carlo**, seguindo metodologia apresentada por Souza (2001), pode-se trabalhar com a equação 15:

$$p_{t+h} = p_{t-1} + \sigma \sum_{j=1}^h Z_{t+j-1} \quad (15)$$

em que p_{t+h} = preço do ativo “h” períodos a frente; p_{t-1} = preço do ativo no período anterior; σ = desvio padrão dos retornos do ativo; Z_{t+j-1} = realizações aleatórias.

Dessa forma, a partir do último preço disponível para o ativo, de sua volatilidade e de realizações aleatórias de Z , é possível, a cada simulação, obter-se um preço para o ativo. Repetindo-se esse processo milhares de vezes é possível obter-se a distribuição inteira de suas perdas e tomar-se o quantil de $\alpha\%$ como o seu VaR. Em essência, enquanto no método Simulação Histórica trabalha-se com os retornos ocorridos em períodos anteriores, na Simulação de Monte Carlo trabalha-se com os parâmetros (médias, desvios padrões) e tipos de distribuição obtidos anteriormente para então simular a partir de realizações aleatórias.

Neste trabalho serão reportados somente os resultados obtidos com o método Delta Normal. Os resultados com os outros métodos podem ser vistos em Leismann (2002).

3.3 Aplicação do Índice de Sharpe

Este trabalho utiliza o Índice de Sharpe para comparar os retornos ponderados pelo risco. O Índice de Sharpe é uma medida de seleção. Conforme apresentado por Riskmetrics Group (1999), o Índice de Sharpe mede o retorno de um ativo acima da taxa de juros livre de risco, dividido pelo risco do ativo, ou seja, seu desvio padrão:

$$IS = \frac{E(R_i) - R_f}{\sigma_i} \quad (16)$$

em que IS = Índice de Sharpe; $E(R_i)$ é o retorno esperado do ativo “ i ”; R_f é a taxa de juros livre de risco; e σ_i é o desvio padrão do retorno (risco) do ativo “ i ”. Assim, o Índice de Sharpe mostra o retorno obtido por unidade de risco assumido pelo investidor.

Neste estudo adota-se uma versão modificada do IS , adaptando-o para considerar o VaR como fator de ponderação, no lugar do desvio padrão. Desta forma, o Índice de Sharpe adaptado, aqui chamado de IS_2 , criado a partir do IS , tem a vantagem de demonstrar os retornos líquidos como uma medida probabilística. Assim, quando se utiliza um nível de confiança mais elevado para o cálculo do VaR, este assumirá maiores valores, o que significa que o IS_2 apresenta o retorno em unidades monetárias por unidade monetária de risco assumido, com dada probabilidade.

A equação 17, apresentada a seguir, é utilizada para calcular o IS_2 .

$$IS_2 = \frac{\left\{ \left[\frac{MCESTouMCD}{(1+i)^n} \right] - MCCVS \right\}}{VaR_n} = \frac{VPL_{MC}}{VaR_n} \quad (17)$$

Em que VaR_n = *Value-at-Risk* para a estratégia e período em análise; i = taxa de juros; n = número de dias ou horizonte de tempo da estratégia; VPL_{MC} = Valor Presente da diferença entre as margens de contribuição, medido para cada 1.000 sacas de milho. O IS_2 é calculado de forma a ser possível analisá-lo tomando-se como início qualquer semana do período de safra, utilizando-se o número de semanas subsequente desejado, até 52.

4 Dados

Este trabalho utiliza os preços médios do milho do Estado do Paraná. As análises foram feitas a partir do período de safra (fevereiro a abril, para a safra de verão e entre julho e setembro para a safra de inverno) e dos períodos subsequentes (denominados de entressafra). Desta forma, partindo-se de cada semana da safra, analisam-se as estratégias de estocagem e venda a descoberto para períodos de tempo de 1 a 52 semanas subsequentes. Os preços foram obtidos na SEAB/PR (2001). Os dados utilizados na análise da Compra e Venda Simultânea das cerealistas e cooperativas referem-se ao período de julho de 1994 a setembro de 2001. No caso das estratégias de Estocagem e Venda a Descoberto, para as safras de inverno os dados referem-se aos períodos que se iniciam nas

safras de 1994 a 2000, e para as safras de verão referem-se aos períodos que se iniciam nas safras dos anos de 1995 até 2001.

5 Resultados e discussão

A seguir são apresentados os retornos líquidos das estratégias de comercialização de milho utilizadas, o *Value-at-Risk* [VaR] e o Índice de Sharpe Modificado (IS_2). Os resultados foram obtidos por meio dos *softwares* Eviews 3.0, @Risk, BestFit e Microsoft Excel.

5.1 Análises das estratégias de comercialização para cerealistas e cooperativas

Os cálculos foram feitos considerando-se os descontos de *QbTD* e também com valor zero para esse tipo de taxa, visto que, na prática, ocorrem as duas formas. Conforme apresentadas no referencial analítico, são analisadas três situações típicas, a saber: a compra e venda simultânea (*CVS*); a venda a descoberto (*VD*) e a estocagem (*EST*). São apresentados os retornos obtidos, a partir dos períodos de safra de inverno e verão, com destaque para as comparações com os retornos obtidos na estratégia básica, que é a compra e venda simultânea. Após a apresentação dos retornos, seguem os resultados obtidos com a análise do VaR (*Value-at-Risk*) e o Índice de Sharpe Modificado (IS_2).

5.1.1 Retornos da Compra e Venda Simultânea (*CVS*)

Visando reduzir riscos, ou por necessitarem de recursos financeiros para comprar dos produtores, os agentes de comercialização procuram colocar no mercado, simultaneamente, volumes similares aos comprados, situação a partir da qual são calculadas as MC-CVS (Margens de Contribuição da Compra e Venda Simultânea).

Os resultados mostram que o retorno médio obtido pelas cooperativas nos oito anos, nas semanas de colheita das safras de inverno analisadas, foi 13,24%, e pelas cerealistas, 10,59%, com desvio padrão de 2,58%. A diferença dos retornos médios entre os dois tipos de agentes de comercialização mostra que os impostos impactam em -18,33% as margens das empresas cerealistas (Figura 1).

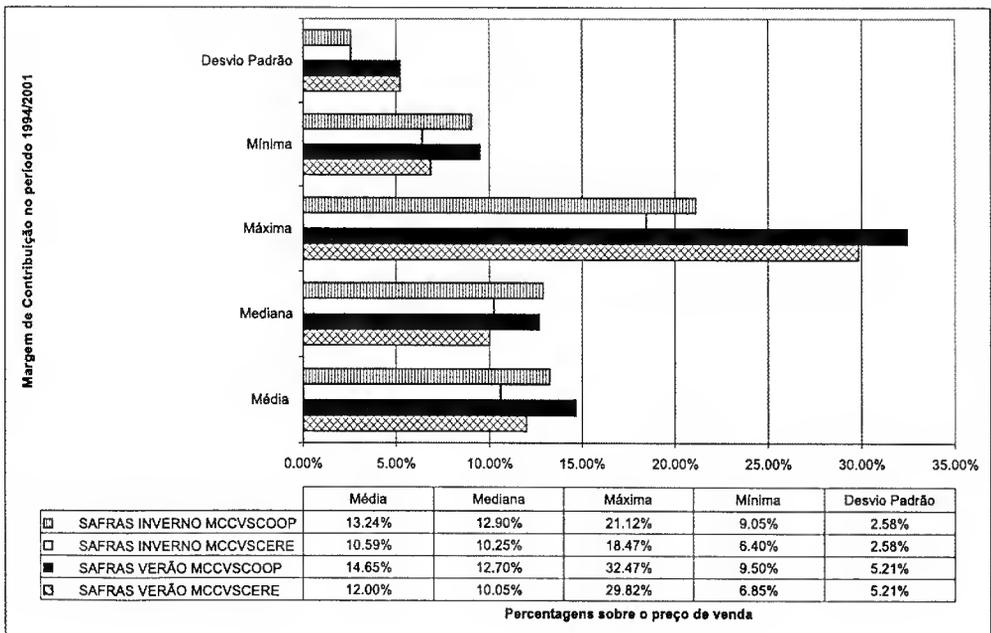
Nas safras de verão, o retorno médio das cooperativas foi 14,65%, e das empresas cerealistas, foi 12,00%, com desvio padrão comum de 5,21%. Esses valores evidenciam que, em média, os agentes de comercialização obtêm melhores retornos na safra de verão

em relação à safra de inverno do milho. Outro aspecto a considerar é que o desvio padrão nas safras de verão é o dobro do que ocorre nas safras de inverno (Figura 1).

A safra de verão (na média das safras de 1997/2001) representa 76,5% do total de milho colhido no Estado do Paraná (SEAB/PR/2001). Assim, considerando-se um consumo eqüitativamente distribuído ao longo do ano, a maior concentração da oferta no primeiro semestre favorece os agentes de comercialização, em detrimento dos agricultores.

Vale destacar, ainda, que as margens de contribuição são maiores nas semanas iniciais da safra de verão e caem à medida que a colheita avança. Assim, os preços pagos aos produtores no início da safra caem com maior rapidez do que os preços praticados no atacado.

Figura 1
Margem de Contribuição (MC) das Cerealistas e Cooperativas na Compra e Venda Simultânea (CVS), no Estado do Paraná, de Julho de 1994 a Setembro de 2001



Fonte: Resultados da pesquisa.

Em síntese, por ser conhecida a margem de contribuição da *CVS* no momento da tomada de decisão, apesar de não ser estável no período analisado, esta estratégia é considerada sem risco para fins deste estudo. Ou seja, as margens obtidas nas estratégias de Estocagem (*EST*) e Venda a Descoberto (*VD*), a seguir analisadas, são contrapostas às margens obtidas na *CVS* e trabalha-se com os retornos líquidos⁴ (retornos da *EST* ou *VD*). Assim, os valores a seguir apresentados são os prêmios obtidos por terem sido assumidas situações que envolviam riscos de mercado.

5.1.2 Retornos da Estocagem (*EST*)

A Tabela 1, para a safra de inverno, com resultados para períodos selecionados, tomando-se o período total das 7 safras, mostra que os retornos médios da estocagem foram estatisticamente iguais a zero para períodos até 15 semanas. A partir de 20 semanas, até 45 semanas, em média, foram negativos em patamares entre -6,70% e -23,51%.

Tabela 1
Retornos da Estocagem do Milho a Partir das Safras de Inverno no Estado do Paraná em Diferentes Períodos de Estocagem, nas Safras de 1994 a 2000

Período de estocagem	Retorno Mínimo	Retorno Médio	Retorno Máximo	Desvio Padrão	t-observado	p-value
LESTCOP05	-16,04%	-0,41%	18,95%	6,05%	-0,651933	0,5161
LESTCOP10	-21,85%	-0,75%	24,84%	9,67%	-0,737049	0,4630
LESTCOP15	-39,40%	-2,06%	25,61%	14,94%	-1,215992	0,1915
LESTCOP20	-55,06%	-6,70%	27,00%	20,25%	-3,157561	0,0022
LESTCOP25	-67,61%	-13,22%	25,49%	24,42%	-5,164290	0,0000
LESTCOP30	-75,81%	-19,51%	22,31%	26,93%	-6,910486	0,0000
LESTCOP35	-76,11%	-22,65%	13,88%	28,76%	-7,513196	0,0000
LESTCOP40	-75,96%	-23,59%	13,10%	28,62%	-7,861600	0,0000
LESTCOP45	-84,25%	-23,51%	12,57%	26,46%	-8,476201	0,0000

Fonte: Resultados da Pesquisa.

⁴ Resultados apresentados nas Tabelas 1 e 2 por meio das séries: LESTCOP, que demonstram o retorno líquido (L) da estocagem (*EST*), obtidos pelas cooperativas (*CO*), com juros da caderneta de poupança como custo de oportunidade (*P*). Da mesma forma, nas Tabelas 3 e 4 as séries: LVDCOSQP demonstram o retorno líquido (L) da venda a descoberto (*VD*), obtidos pelas cooperativas (*CO*), sem descontar quebra técnica (*SQ*) e juros da caderneta de poupança (*P*). Estas séries são sempre seguidas do número de semanas em que a estratégia foi mantida.

Os retornos da estocagem a partir das **safras de verão**, apresentados na Tabela 2, mostram que os valores médios obtidos pelos agentes de comercialização são estatisticamente diferentes de zero para os nove períodos selecionados (ao nível de significância de 1%), assumindo valores médios negativos entre -2,02% e -16,73%, com desvio padrão crescente.

Os resultados mostram que não tem sido uma alternativa viável estocar a partir do início das safras. Os agentes de comercialização obtiveram melhores resultados quando procuraram vender todo produto adquirido nessas semanas iniciais de colheita, ou seja, quando adotaram a CVS em vez de comprar e estocar.

Tabela 2
Retornos da Estocagem do Milho a Partir das Safras de Verão no Estado do Paraná em Diferentes Períodos de Estocagem, nas Safras de 1995 a 2001

Período de estocagem	Retorno Mínimo	Retorno Médio	Retorno Máximo	Desvio Padrão	t-observado	p-value
LESTCOP05	-18,90%	-2,02%	14,68%	5,73%	-3,37293	0,0011
LESTCOP10	-27,14%	-2,75%	15,03%	8,30%	-3,16576	0,0021
LESTCOP15	-35,64%	-3,00%	17,63%	9,44%	-3,03439	0,0032
LESTCOP20	-33,75%	-3,46%	19,26%	10,21%	-3,2279	0,0017
LESTCOP25	-24,69%	-4,62%	19,40%	9,43%	-4,5409	0,0000
LESTCOP30	-36,89%	-6,20%	17,96%	10,54%	-5,29486	0,0000
LESTCOP35	-39,25%	-7,62%	18,98%	12,13%	-5,5490	0,0000
LESTCOP40	-51,25%	-10,88%	17,37%	16,65%	-5,7724	0,0000
LESTCOP45	-66,35%	-16,73%	13,82%	21,46%	-6,8867	0,0000

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Os resultados mostram que, apesar de terem ocorrido retornos positivos em alguns anos, a estocagem sistemática, na média, foi inviável para os agentes de comercialização.

5.1.3 Retornos da Venda a Descoberto (VD)

Nesta estratégia o produtor deixa o produto depositado com preço a fixar e a empresa vende o produto a descoberto. Os resultados da venda a descoberto para as **safras de inverno** mostram que quando se desconta a taxa de quebra técnica (*QbTD*), os retornos mé-

dios da VD não são estatisticamente diferentes de zero até 15 semanas na posição, assumindo valores positivos crescentes a partir de então, atingindo 14,64% com 45 semanas.

A situação mais comum encontrada nos agentes de comercialização é sem o desconto da taxa de quebra técnica, cujos resultados são apresentados na Tabela 3. Neste caso, os retornos médios são estatisticamente iguais a zero até 20 semanas, assumindo valores positivos a partir de então.

Quando a Venda a Descoberto (com desconto de *QbTD*) ocorre a partir das safras de verão, até 20 semanas os retornos médios da posição não são estatisticamente diferentes de zero, assumindo valores crescentemente positivos a partir de 25 semanas.

Tabela 3
Retornos da Venda a Descoberto do Milho a Partir das Safras de Inverno, Sem Desconto de Quebra Técnica, no Estado do Paraná em Diferentes Períodos, nas Safras de 1994 a 2000

Período na posição	Retorno Mínimo	Retorno Médio	Retorno Máximo	Desvio Padrão	t-observado	p-value
LVDCOSQP05	-18,05%	-0,85%	7,35%	4,72%	-1,7089	0,0909
LVDCOSQP10	-27,72%	-1,17%	17,98%	9,02%	-1,78495	0,0776
LVDCOSQP15	-30,78%	-1,34%	27,54%	14,16%	-0,90308	0,3689
LVDCOSQP20	-36,42%	1,28%	33,94%	18,45%	0,66269	0,5092
LVDCOSQP25	-37,72%	5,38%	36,09%	20,52%	2,50067	0,0142
LVDCOSQP30	-33,32%	8,10%	36,46%	20,54%	3,76215	0,0003
LVDCOSQP35	-22,94%	7,82%	37,66%	20,59%	3,62556	0,0005
LVDCOSQP40	-22,46%	7,52%	35,11%	19,49%	3,68161	0,0004
LVDCOSQP45	-20,17%	7,83%	34,71%	18,26%	4,09017	0,0001

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Na hipótese em que o agente de comercialização não desconta a taxa de *QbTD*, conforme mostra a Tabela 4, os retornos médios ficam muito próximos de zero, com leve tendência para valores médios negativos. Além disso, o desvio padrão é crescente, atingindo 17,50% com 45 semanas na posição VD.

Tabela 4
Retornos da Venda a Descoberto do Milho a Partir das Safras de Verão,
Sem Desconto de Quebra Técnica, no Estado do Paraná em Diferentes
Períodos, nas Safras de 1995 a 2001

Período na posição	Retorno Mínimo	Retorno Médio	Retorno Máximo	Desvio Padrão	t-observado	p-value
LVDCOSQP05	-19,76%	-0,73%	18,33%	5,77%	-1,2034	0,2320
LVDCOSQP10	-27,97%	-1,73%	14,49%	7,53%	-2,19238	0,0309
LVDCOSQP15	-23,09%	-2,04%	13,33%	7,95%	-2,4505	0,0162
LVDCOSQP20	-26,50%	-2,64%	15,11%	9,69%	-2,5998	0,0109
LVDCOSQP25	-27,36%	-2,67%	9,95%	9,06%	-2,7302	0,0077
LVDCOSQP30	-24,36%	-2,30%	14,90%	9,07%	-2,2819	0,0252
LVDCOSQP35	-24,57%	-1,04%	25,34%	11,11%	-0,8232	0,4129
LVDCOSQP40	-30,10%	0,62%	33,26%	15,00%	0,3622	0,7182
LVDCOSQP45	-25,53%	3,93%	34,66%	17,50%	1,98156	0,0511

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Portanto, as conclusões são de que a venda a descoberto se apresenta, em média, com potencial de ganhos quando se desconta a taxa de *QbTD* e sendo possível mantê-la por períodos de tempo crescentes, e não se mostrou viável quando não se descontou a taxa de *QbTD*. Pode-se concluir, pois, que a estratégia de VD tem sido mais rentável que a estratégia de estocagem,⁵ embora também apresente riscos, que serão dimensionados na seção seguinte.

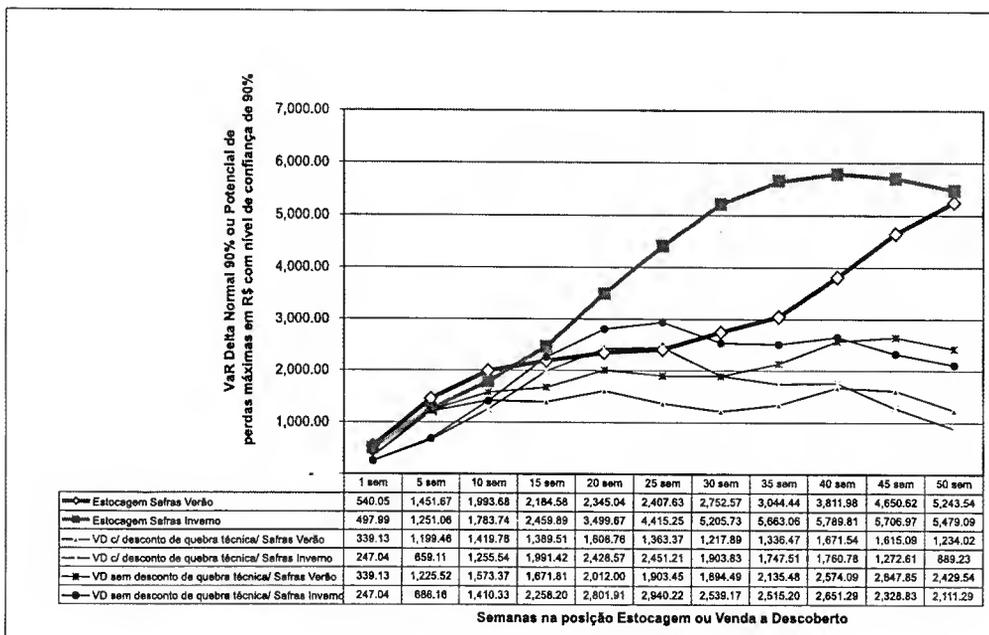
5.1.4 Cálculo do VaR pelo método Delta Normal

Os resultados do estudo mostraram que as estimativas feitas por meio dos três métodos (Delta Normal, Simulação Histórica e Simulação de Monte Carlo) foram muito semelhantes. Como o método **Delta Normal** é muito mais fácil de ser calculado, optou-se por apresentar apenas os resultados desse método, os quais foram usados, com nível de confiança de 90%, para calcular os índices de Sharpe (IS_2). Os resultados dos outros mé-

5 Deve-se ressaltar, no entanto, que esses resultados referem-se a uma análise *ex-post*. Assim, se muitos agentes passarem a agir de maneira diferente, como, por exemplo, reduzindo estoques, os resultados se alterariam, com a eliminação dos resultados médios positivos da VD.

todos podem ser encontrados em Leismann (2002). A Figura 2 mostra esses resultados para períodos selecionados para as duas estratégias.

Figura 2
VaRs Delta Normal Máximos com Nível de Confiança de 90% para Períodos Selecionados nas Estratégias de Estocagem e Venda a Descoberto a Partir das Safras de Verão e Inverno do Período 1994/2001



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Observa-se maior risco na estratégia de estocagem quando comparados com a estratégia de venda a descoberto. Também se mostra superior o risco da estocagem a partir das safras de inverno, notadamente a partir de 15 semanas na posição. O menor risco ocorre quando se desconta a quebra técnica e vende-se a descoberto. Após 20 semanas, o risco da estratégia reduz-se à medida que o tempo na posição aumenta.

A partir dos VaRs estimados e dos retornos calculados, obtém-se o IS_2 , que representa os retornos ponderados pelos riscos.

5.1.5 Cálculo do Índice de Sharpe Modificado (IS_2)

O IS_2 evidencia a relação entre o retorno líquido da estratégia adotada e o risco probabilístico (VaR). Quanto maior o nível de confiança, maior é o VaR e, portanto, menor é o IS_2 .

Nas análises para cada ano do período analisado (1994/2000) os resultados da **estocagem** para os períodos selecionados das **safras de inverno** mostram que a estratégia somente foi viável para os horizontes de tempo de 10 a 25 semanas, no ano de 1999. Nos outros períodos e anos o IS_2 apresenta-se abaixo de 1 e, em muitos casos, abaixo de zero. Assim, como somente em uma das sete safras analisadas ocorreram $IS_2 > 1$, em média, no período analisado, ocorreu inviabilidade da estocagem, a partir das safras de inverno. Assim, e por necessidade de simplificação, apresentam-se os resultados médios das 7 safras para períodos selecionados, por meio da Figura 3.

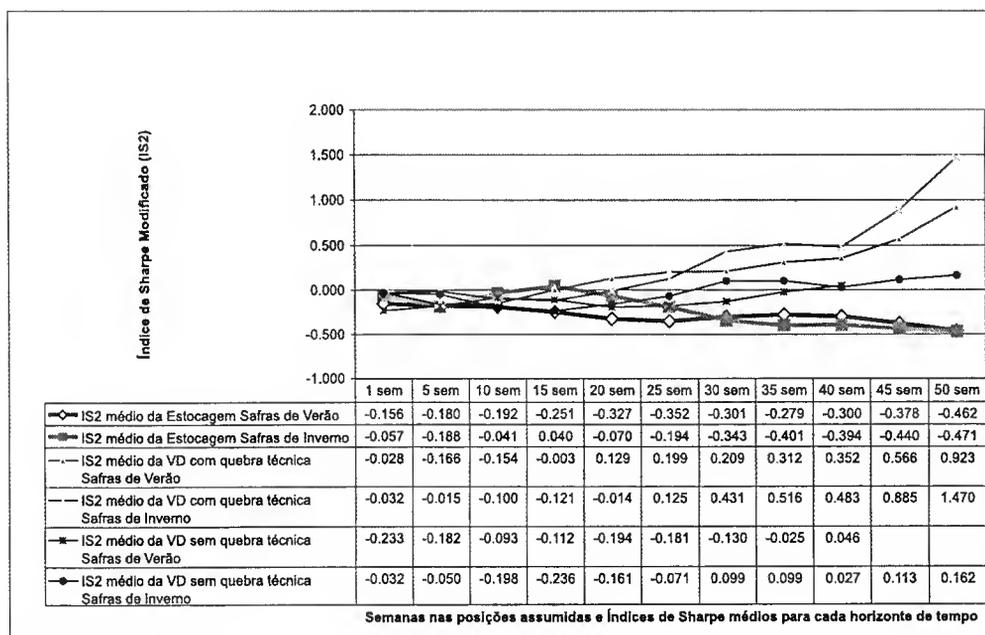
Da mesma forma, ao se analisar a estratégia *VD* (com desconto da taxa de *QbTD*), os resultados mostraram-se favoráveis à estratégia nos anos de 1994, 1996 e 2000 e exclusivamente para longos períodos na posição (acima de 35 semanas). Nesta estratégia ocorre grande concentração de resultados positivos, mas inferiores ao risco. Com isso, os IS_2 encontram-se entre 0 e 1, com exceção do ano de 1999, que apresenta resultados negativos. Isso também fica evidenciado na análise dos resultados médios da Figura 3. A conclusão é que a estratégia apresenta resultados positivos, mas não suficientes para compensar os riscos envolvidos. Quanto maior o período de tempo que puder ser mantida a posição, maiores são as possibilidades do IS_2 atingir patamares superiores a 1. No entanto, é importante lembrar que a prerrogativa de manter-se na posição *VD* não está sob controle do agente de comercialização, pois o produtor é quem decide o momento de vender o produto. No caso em que não se desconta a taxa de *QbTD*, praticamente todos os resultados ficaram abaixo de 1.

Em síntese, durante o período analisado, ao se assumir posições em *VD*, a partir das safras de inverno, estas proporcionaram retornos negativos (1997 e 1999) ou os retornos positivos não compensaram o risco de mercado envolvido.

Da mesma forma, nas análises do IS_2 a partir das **safras de verão**, para a estocagem, o índice ficou acima de 1 em 1996 (5 a 15 semanas), 1999 (5, 10 e 40 semanas) e 2001 (15 a 25 semanas). No entanto, nestes mesmos anos, e para algumas semanas dos anos de 1997, 1998 e 2000, ficaram entre 0 e 1, e em outros períodos, principalmente em 1994,

ficaram abaixo de zero. Os resultados médios das 7 safras apresentados na Figura 3 retratam essa tendência para índices negativos.

Figura 3
Índice de Sharpe Modificado Médio para Períodos Seleccionados, Calculados a Partir do VaR Delta Normal com Nível de Confiança de 90% – Safras de Verão e Inverno – Estocagem e Venda a Descoberto, no Estado do Paraná no Período 1994 a 2001



Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim, a estocagem a partir das semanas das safras de verão foi inviável, na média dos 7 anos, quando o critério é ter IS_2 acima de 1, ou seja, retornos mais que proporcionais ao risco.

Quando se analisa a estratégia VD (com desconto da taxa de $QbTD$), destacam-se, positivamente, os anos de 1996 e 2000, só que para períodos acima de 35 semanas na posição. Nesses anos ocorreu alta concentração entre 0 e 1 e abaixo de zero. Quando não é descontada a taxa de quebra técnica, os resultados são praticamente todos abaixo de 1. Com isso, conclui-se pela inviabilidade dessa estratégia, em média. Assim, também para as safras de verão, seguindo o critério em que é viável somente a estratégia que apresente

retornos mais que proporcionais ao risco, a conclusão é que as estratégias de *EST* ou *VD* não deveriam ter sido adotadas, preferindo-se a estratégia *CVS*.

Em resumo, ao se levar em consideração os riscos, e não só os retornos, nota-se que nem a estocagem nem a venda a descoberto foram viáveis na maior parte do período analisado.

5.2 Estocagem do milho pelos produtores

Tal como apresentados aos agentes de comercialização, no caso dos agricultores os retornos de determinado período de estocagem foram ponderados pelo risco, gerando o Índice de Sharpe modificado. Os resultados mostraram a inviabilidade da estocagem por parte dos produtores rurais, mesmo na situação em que as cooperativas ou cerealistas não descontam a taxa de quebra técnica.

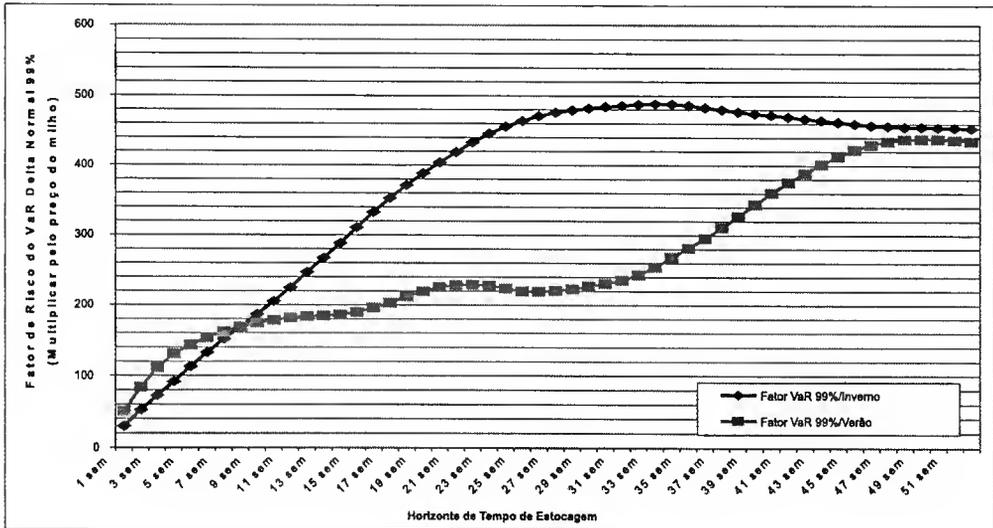
Dadas as características da fórmula de cálculo do VaR Delta Normal, torna-se possível apresentar o risco não em valor monetário, mas em fatores de risco, que multiplicados pelo preço do milho no momento atual informam o VaR para o período de estocagem desejado bem como a partir da safra em que se está tomando a decisão. Esses fatores, calculados com dados do período 1994/2001, são apresentados na Figura 4. Assim, multiplicando-se o fator do período escolhido pelo preço no momento do cálculo, obtém-se o VaR.

Os fatores de risco são uma simplificação do método VaR, que facilita sua utilização pelos produtores rurais. Assim, à medida que os preços variam, e a partir de cada preço diferente no momento do cálculo, obtém-se diferentes valores em risco (VaR).

A Figura 4 evidencia maiores riscos da estocagem a partir das safras de inverno, a partir de 11 semanas até 47 semanas de estocagem.

Figura 4

Fatores de Risco do VaR Delta Normal para Estocagem do Milho pelos Produtores do Estado do Paraná, Calculados a Partir dos Dados do Período 1994 a 2001



Fonte: Resultados da pesquisa.

6 Considerações finais

O enfoque utilizado neste trabalho, combinando o método VaR e o índice de Sharpe, mostra-se extremamente útil para avaliar estratégias de comercialização. Claramente, a inclusão de uma medida de risco na avaliação da viabilidade das estratégias alternativas permite comparações muito mais rigorosas das diversas estratégias do que a análise feita apenas a partir dos retornos.

Embora este estudo tenha sido realizado com dados passados, mostrando o que ocorreu em termos da relação retornos/riscos, de forma a identificar a viabilidade ou não das estratégias, com pequenas adaptações este método pode ser utilizado por tomadores de decisão de forma prospectiva. Para tal, bastaria que fossem usadas as expectativas de preços futuros. Evidentemente, é necessário que se estabeleçam critérios para a definição dos valores referentes às expectativas de preços futuros e se definam quais são as taxas de juros correspondentes ao custo de oportunidade da empresa. Além disso, embora a pesquisa só tenha feito o teste com o milho, o método de análise é diretamente aplicável a outros produtos agrícolas armazenáveis. Para os tomadores de decisão de comerciali-

zação, uma sugestão seria o estabelecimento de parâmetros de acordo com o perfil de exposição ao risco pretendido. Por exemplo, uma administração mais ousada poderia estabelecer níveis de confiança mais baixos (algo entre 80% e 90%) e exigir que o IS_2 seja maior que 1. Uma administração mais cautelosa optaria por níveis de confiança mais elevados (95% a 99%), mantendo-se o $IS_2 > 1$ como critério mínimo.

Em termos do método de cálculo, os resultados mostraram que eles apresentam valores similares. Caso este comportamento possa ser generalizado, a sugestão seria o uso do método Delta Normal, por ser este o de mais fácil aplicação.

No tocante ao mercado de milho, a grande variabilidade dos resultados, de ano para ano, mostra que não há uma estratégia que seja sempre a melhor, embora a estratégia de estocagem na safra tenha se mostrado, de modo geral, inferior. Esta constatação ressalta a necessidade de se utilizar instrumentos de análise de forma prospectiva, projetando-se os preços e utilizando-os para o cálculo dos VaRs e dos IS_2 . Uma outra questão relevante é: qual seria a razão de se estocar o produto se, via de regra, a estocagem mostra-se inviável? Uma explicação para tal decorre do próprio modelo teórico de Brennan. Como o milho é um insumo importante na produção animal, a produtividade de conveniência da estocagem torna-se de grande relevância.

Os resultados do estudo, quanto à decisão do agricultor de estocar sua safra de milho para comercializar em momentos posteriores (na entressafra), mostraram que a alternativa apresentou-se inviável quando comparada com a venda no momento da safra. As análises de risco de estocagem pelo produtor a partir do VaR Delta Normal com nível de confiança de 90% evidenciaram que o método prevê adequadamente o risco para horizontes de tempo de estocagem de até 40 semanas.

Os resultados para as cooperativas e agentes de comercialização mostraram que, das três estratégias, teria sido preferível a compra e venda simultânea – CVS –, estratégia esta que é livre de risco. Os retornos da estocagem ficaram em torno de zero até a vigésima semana, declinando a partir de então e estabilizando-se em torno de -17% até a quinquagésima-segunda semana de estocagem. No caso da venda a descoberto – VD –, os retornos médios foram positivos para as safras de inverno e negativos ou próximos de zero nas safras de verão. Quanto ao risco, o modelo VaR Delta Normal mostrou que o risco da estocagem cresce à medida que o tempo de estocagem aumenta, sendo superior a partir das safras de inverno em relação às safras de verão. No caso da venda a descoberto, o risco é declinante a partir de 20 semanas na posição. Em síntese, no caso dos agentes de comercialização, quando os eventuais retornos positivos são ponderados pelo risco (VaR

Delta Normal), os resultados mostram-se insuficientes para sugerir a estocagem ou a venda a descoberto, a partir do conceito de Sharpe, isto é, $IS_2 > 1$.

No tocante às implicações dos resultados aqui encontrados para políticas públicas e privadas de estocagem, cabe salientar que as políticas públicas não foram enfocadas neste trabalho. Em relação às políticas privadas de estocagem, pode-se dizer que os resultados mostraram que, além dos custos normais de estocagem, existe um custo financeiro líquido superior ao custo de oportunidade das taxas de caderneta de poupança, e as empresas, em suas políticas de estocagem, devem comparar este custo com a produtividade de conveniência apresentada por Brennan, avaliando se os benefícios desta compensam os custos que foram evidenciados no período da pesquisa, e monitorando os resultados a cada ano-safra, melhorando, com isso, a tomada de decisão de estocagem.

Deve-se destacar também que a nova Lei da Armazenagem (Lei 9.973, de 29/05/2000) e o Decreto 3.855, de 03/07/2001, estabelecem que a comercialização do produto recebido em depósito requer a prévia concordância formal do depositante. Somente a partir dessa condicionante torna-se possível para a empresa cerealista ou cooperativa praticar a estratégia de venda a descoberta – VD –, descrita neste trabalho.

Apesar das inúmeras conclusões obtidas nesta análise, deve-se reconhecer que o presente estudo tem como fator limitante o pequeno número de observações, visto que se trabalha com períodos específicos dentro do ano (períodos subsequentes às semanas das safras) e optou-se por trabalhar com os preços do período pós-estabilização (Plano Real). Desta forma, à medida que novos dados vão surgindo para ampliar a amostra, os métodos podem ser melhorados em sua potencialidade de previsão dos riscos. Finalizando, sugere-se que novas pesquisas procurem avaliar o risco por meio do *Value-at-Risk* no contexto de multiprodutos, uma vez que as empresas de comercialização costumam comercializar mais de um tipo de produto.

Referências bibliográficas

Aguiar, D. R. D. *Mercados futuros agropecuários*. Viçosa: UFV, 2001. Mimeografado, 31p.

Baker, T. G.; Gloy, B. A. A comparison of criteria for evaluating risk management strategies. In: 2000 AAEA ANNUAL MEETINGS, 2000, Tampa, Florida, EUA. *Selected Paper*. Tampa, Florida, EUA: AAEA, 2000.

- Barros, G. S. C. *Economia da comercialização agrícola*. Piracicaba: FEALQ, 1987, 306p.
- Bignotto, E. C. *Comunicação de risco financeiro e perspectivas de aplicação de VaR na agroindústria*. São Paulo: BM&F, 2001. (Resenha BM&F, 141). (www.bmf.com.br).
- Blank, S. C.; Carter, C. A.; Schmiesing, B. H. *Futures and options markets - trading in commodities and financials*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1991, 410 pp.
- Brennan, M. J. The supply of storage. *American Economic Review*, v. 48, p. 50-72, 1958.
- Decreto Nº 3.855, de 3 de julho de 2001 – Regulamenta Lei 9.973 de 29/05/2000 sobre o sistema de armazenagem de produtos agropecuários. (www.conab.gov.br).
- Guimarães, V. D. A. *Análise do armazenamento de milho no Brasil com um modelo dinâmico de expectativas racionais*. 2001. 136p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, ESALQ, Piracicaba.
- Jorian, P. *Value-at-risk - a nova fonte de referência para o controle do risco de mercado*. São Paulo: BM&F, 1998. 305p.
- Ju, X.; Pearson, N. D. *Using value-at-risk to control risk taking: how wrong can you be?* Champaign: University of Illinois at Urbana, 1998. (OFOR Paper, 8).
- Lei Nº 9.973, de 29 de maio de 2000 – Sistema de Armazenagem dos Produtos Agropecuários. (www.conab.gov.br).
- Leismann, E. L. *Retornos e riscos na comercialização de milho no Estado do Paraná: uma aplicação do modelo value-at-risk*. 2002. 177p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Universidade Federal de Viçosa – UFV, Viçosa.
- Lima, I. S. *Contabilidade e controle de operações com derivativos*. São Paulo: Pioneira, 1999. 141p.
- Linsmeier, T. J.; Pearson, N. D. *Risk measuring: an introduction to value-at-risk*. 1996. 44p. (Office for Futures and Options Research Working Paper, 4).
- Manfredo, M. R.; Leuthold, R. M. *Agricultural applications of value-at-risk analysis: a perspective*. Champaign: University Of Illinois at Urbana, 1998. (OFOR Paper, 4).
- _____. *Market risk measurement and the cattle feeding margin: an application of value-at-risk*. Champaign: University Of Illinois at Urbana, 1999a. (OFOR Paper, 4).
- _____. *Value-at-risk analysis: a review and the potential for agricultural applications*. *Rev. Agr. Econ.*, v. 21, p. 99-111, 1999b.

- _____. Market risk and the cattle feeding margin: an application of Value-at-Risk. *Agribusiness*, v. 17, n. 3, p. 333-353, 2001.
- Morgan-Reuters, J. P. *Risk metrics – technical document*. 4.ed. New York, 1996. (<http://www.jp-morgan.com/RiskManagement/RiskMetrics/RiskMetrics.html>).
- Riskmetrics Group. *Risk management – a practical guide*. 1999. (www.riskmetrics.com).
- Sanvicente, A. Z. *Administração financeira*. 3.ed. São Paulo: Atlas, 1991, 480p.
- Secretaria de Estado da Agricultura e do Abastecimento do Estado do Paraná - SEAB-PR. Departamento de Economia Rural. *Banco de dados*. [2001]. (www.pr.gov.br/celepar/seab/index.html).
- Silva Neto, L. A. *Derivativos: definições, emprego e risco*. São Paulo: Atlas, 1998, 282p.
- Souza, L. A. R. *Metodologia de cálculo de VaR*. 2001. (www.risktech.com.br).
- Working, H. The theory of the price of storage. *American Economic Review*, v. 39, p. 1254-1262, 1949.

Orientação para Apresentação de Artigos

A revista ECONOMIA APLICADA é publicada trimestralmente nos meses de março, junho, setembro e dezembro. A revista considera de interesse textos inéditos cuja análise envolva originalidade e reflexão. Os artigos enviados para a revista ECONOMIA APLICADA serão submetidos ao seu corpo de pareceristas por meio do sistema *double blind review*, ou seja, durante o processo de avaliação não é(são) revelado(s) o(s) nome(s) do(s) autor(es) aos *referees*, nem os nomes destes ao(s) autor(es). O corpo de pareceristas é constituído por professores e pesquisadores da FEA-USP e de outras instituições, brasileiras e estrangeiras.

A revista, além de artigos, terá seções reservadas a *surveys*, comunicações, resenhas e à divulgação de pesquisas, dissertações, teses, palestras e resultados de encontros que sejam relevantes para uma melhor compreensão da economia. A revista terá, ademais, uma seção denominada *Como Eu Pesquiso*, em que serão apresentados depoimentos de professores e pesquisadores sobre suas atividades de pesquisa. Serão aceitos para publicação artigos em português, inglês, espanhol e francês.

Os artigos deverão obedecer ao seguinte padrão:

- Extensão máxima de 25 páginas (página de 33 linhas e linha de 70 toques);
- Apresentação de um resumo de, no máximo, 150 palavras e de 3 a 5 palavras-chave, ambos em inglês e português, JEL Classification em dois dígitos;
- Notas colocadas no rodapé de cada página;
- Simples referência de autoria colocada entre parênteses no próprio texto;
- Especificação do(s) nome(s) completo(s) do autor(es) e de sua qualificação(ões) acadêmica(s) e profissional(is);
- Referências da bibliografia efetivamente citada ao longo do artigo listadas no final do texto, de acordo com a norma NBR-6023 da ABNT;

As comunicações deverão ter, no máximo, 10 páginas, e as resenhas de livros não deverão exceder 3 páginas.

O autor deverá fornecer uma cópia impressa e uma cópia em disquete do texto em WORD 6.0 e das tabelas e dos gráficos em EXCEL.

Os arquivos de gráficos, tabelas e mapas deverão ser entregues nos formatos originais e separados do texto.

O autor receberá gratuitamente 5 exemplares do número da revista em que for publicado o seu trabalho, além de 10 separatas.



BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Department of Economics and of Fipe - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Economic Research Institute Foundation) of the School of Economics, Business Administration and Accounting of the University of São Paulo, Brazil.

This journal is indexed by *Journal of Economic Literature*, electronic on line and CD-ROM.

EDITORES:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br), Maria Dolores Montoya Diaz (madmdiaz@usp.br),
Eliezer Martins Diniz (elmdiniz@usp.br)

EDITORIAL BOARD:

Affonso Celso Pastore (USP), Antônio Barros de Castro (UFRJ),
Cássio F. Camargo Rolim (UFPR), Cláudio Monteiro Considera (UFF),
Clélio Campolina Diniz (CEDEPLAR), Denisard C. de Oliveira Alves (USP),
Eleutério F. S. Prado (USP), Fernando de Holanda Barbosa (FGV-UFF),
Geoffrey J. D. Hewings (University of Illinois), Geraldo Sant'ana de Camargo Barros (ESALQ/USP),
Gustavo Maia Gomes (IPEA), José Marcelino da Costa (NAEA/PA),
José A. Scheinkman (Princeton University), Marcelo Portugal (UFRGS),
Maria José Willumsen (Flórida International University), Márcio Gomes Pinto Garcia (PUC/RJ),
Mário Luiz Possas (UFRJ), Paulo César Coutinho (UnB), Paulo Nogueira Batista Júnior (FGV/SP),
Pierre Perron (Boston University), Pedro Cezar Dutra Fonseca (UFRGS), Ricardo R. Araújo Lima (UnB),
Robert E. Evenson (Yale University), Roberto Smith (UFCE), Rodolfo Hoffmann (ESALQ/USP),
Rogério Studart (UFRJ), Russell E. Smith (Washburn University), Sérgio Werlang (FGV/RJ),
Tomás Málaga (FGV/SP), Victor Bulmer-Thomas (University of London),
Werner Baer (University of Illinois), Wilson Suzigan (Unicamp).

Secretary: Rute Neves

Sales and Delivery: Maria de Jesus Antunes Soares

Editing: Eny Elza Ceotto (Portuguese)

Editorial Design: Sandra Vilas Boas

Mailing Address:

Revista de Economia Aplicada
Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 • FEA II - Depart. de Publicações Fipe • Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-900
Phone: (55-11) 3091-5867 e 3091-6072 • Fax (55-11) 3091-6073 • E-mail: revecap@usp.br • www.fipe.com/revecap

Subscriptions for Delivery Outside Brazil:

• Individuals - US\$ 80,00 • Institutions - US\$ 100,00 (air mail included)

Annual subscription: 4 numbers

Individual issues can also be purchased at the above address.

Contents

PAPERS

Monetary Policy Surprises and the Term Structure of the Brazilian Interest Rate Benjamin Miranda Tabak, Alícia Tabata.....	383
Oil Prices and Unemployment: Empirical Evidence from Brazil Afonso Ferreira, Antonio Aguirre.....	401
Assessing Salaries of Fundamental Public School Teachers in Times of FUNDEF Francisco Anuatti Neto, Reynaldo Fernandes, Elaine Toldo Pazello	413
The Best Age: Evidence on the Participation of the Elderly in the Brazilian Labor Market (1994/2000) Regina Maria de Souza, Ana Flávia Machado.....	439
Consumption Determinants for Households with and Without Elderly in the Household Expenditure SUEY of 1995/96 Alexandre Nunes de Almeida, Ana Lúcia Kassouf.....	479
Food insufficiency in Brazilian Large Urban Regions: Estimates from the 1995/96 Household Expenditure Survey Fernando Gaiger Silveira, Luís Carlos Garcia de Magalhães, Leandro Safatle, João Carvalho Leal	511
Beauty and Labor Market: New Evidences Adolfo Sachsida, Paulo R. A. Loureiro, Mário Jorge Cardoso de Mendonça	557
Returns and Risks in Corn Commercialisation in the State of Paraná: An Application of the Value-at-Risk Model Edison Luiz Leismann, Danilo R. D. Aguiar, João Eustáquio de Lima.....	571

PAPERS

Monetary Policy Surprises and the Term Structure of the Brazilian Interest Rate

Benjamin Miranda Tabak, Alcía Tabata

Oil Prices and Unemployment: Empirical Evidence from Brazil

Afonso Ferreira, Antonio Aguirre

Assessing Salaries of Fundamental Public School Teachers in Times of FUNDEF

Francisco Anuatti Neto, Reynaldo Fernandes, Elaine Toldo Pazello

The Best Age: Evidence on the Participation of the Elderly in the Brazilian Labor Market (1994/2000)

Regina Maria de Souza, Ana Flávia Machado

Consumption Determinants for Households with and Without Elderly in the Household Expenditure Suey of 1995/96

Alexandre Nunes de Almeida, Ana Lúcia Kassouf

Food insufficiency in Brazilian Large Urban Regions: Estimates from the 1995/96 Household Expenditure Survey

Fernando Gaiger Silveira, Luís Carlos Garcia de Magalhães, Leandro Safatle, João Carvalho Leal

Beauty and Labor Market: New Evidences

Adolfo Sachsida, Paulo R. A. Loureiro, Mário Jorge Cardoso de Mendonça

Returns and Risks in Corn Commercialisation in the State of Paraná: An Application of the Value-at-Risk Model

Edison Luiz Leismann, Danilo R. D. Aguiar, João Eustáquio de Lima